

# Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage

*Lutz Bellmann und André Pahnke\**

In dieser Arbeit werden die Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage untersucht. Auf Basis von Linked-Employer-Employee-Daten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung werden Arbeitsnachfragefunktionen west- und ostdeutscher Betriebe für den Zeitraum von 1996 bis 2004 geschätzt. Insgesamt ist ein positiver Zusammenhang zwischen Beschäftigtenstand und der betrieblichen Neigung zu organisatorischen Veränderungen festzustellen. Allerdings führen betriebliche Reorganisationsmaßnahmen tendenziell dazu, dass die Nachfrage nach un- und angelernten Arbeitskräften ab-, der Bedarf an qualifizierten Arbeitskräften hingegen zunimmt.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels
- 3 Methoden, Daten und Variablen
  - 3.1 Empirischer Ansatz
  - 3.2 Datensatz
  - 3.3 Determinanten der Arbeitsnachfrage
  - 3.4 Reorganisationsvariablen
- 4 Ergebnisse
- 5 Zusammenfassung und Ausblick

## Literatur

\* Dieser Beitrag ist im Rahmen des Projekts „Beschäftigungs- und Lohnwirkungen betrieblicher Reorganisationsprozesse“ im DFG-Schwerpunktprogramm Nr. 1169 „Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten“ entstanden. Eine erste Fassung dieses Beitrags wurde beim vierten Arbeitstreffen des DFG-Schwerpunktprogramms in Bonn am 7. Oktober 2005 präsentiert. Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung sowie der Korreferentin Elke Wolf, den weiteren Mitgliedern des Schwerpunktprogramms und den anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für wertvolle Hinweise zur Ausarbeitung dieses Beitrags, der in der alleinigen Verantwortung der Autoren liegt.

## 1 Einleitung

Betriebliche Reorganisationsprozesse sind durch verschiedene Bündel geschäftspolitischer, arbeitsorganisatorischer und personalpolitischer Maßnahmen gekennzeichnet. Im Einzelnen werden dazu die Einführung von Anreizentlohnung, Gruppenarbeit, Job Rotation oder Arbeitszeitkonten, aber auch die Verlagerung von Entscheidungskompetenzen auf niedrigere Hierarchieebenen, Verbesserungen der Qualitätssicherung, Restrukturierungen von Abteilungen neben Veränderungen im Einkaufs- und Absatzbereich gezählt.<sup>1</sup> In der Literatur sind diese Maßnahmen unter verschiedenen Bezeichnungen wie z. B. „innovative work practices“ oder „high performance work practices“ bekannt, wobei sich deren begriffliche Abgrenzung im Einzelnen überwiegend aus empirischen Arbeiten ableitet und daher auch von der jeweiligen Datenlage bestimmt ist (vgl. z. B. Ichniowski et al. 1997; Black/Lynch 1997, 2000, 2001).<sup>2</sup>

Als Reaktion auf weiterhin anhaltende Veränderungen des Markt- und Wettbewerbsumfeldes durch eine zunehmende internationale Spezialisierung, dem Wegfall von Handelsbeschränkungen oder der Schaffung gemeinsamer Märkte können diese betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen den Unternehmen die Anpassung an notwendige (interne) Flexibilitätserfordernisse und damit Produktivitätserhöhungen zur Steigerung ihrer Wettbewerbsfähigkeit ermöglichen (Alda/Bellmann 2002). Schließlich sind Ansatzpunkte zur Schaffung und dem Erhalt wichtiger Wettbewerbsvorteile in besonderen Produkteigenschaften, den Beziehungen zu Lieferanten und Kunden, dem Aufbau von Markteintrittsbarrieren, aber auch in Veränderungen im Produktionsprozess oder der Organisationsstruktur zu sehen (Kumar 2002). Die so durch organisatorischen Wandel erzielbaren Produktivitätssteigerungen<sup>3</sup> sollten zu einer Ausweitung der Nachfrage nach den angebotenen Gütern und Dienstleistungen führen bzw. zur Sicherung oder dem Ausbau von Marktanteilen beitragen und sich tendenziell beschäftigungsfördernd auswirken. Insofern entsteht auch eine Parallele zu den Effekten technischer Änderungen (Bellmann/Kölling 1997).

Seit einigen Jahren finden sich empirische Belege dafür, dass der sich mit der Einführung dieser Maß-

nahmen in den Betrieben vollziehende organisatorische Wandel offenbar – analog zu der Einführung neuer Technologien<sup>4</sup> – nicht qualifikationsneutral vollzieht. Entsprechende Ergebnisse für einen internationalen Vergleich liefern beispielsweise Bresnahan et al. (2002), Caroli/van Reenen (2001) sowie Piva et al. (2003, 2004). Gleiches gilt auch für die Arbeiten von Falk (2001), Kölling/Möller (2002), Bellmann et al. (2002) oder Bauer/Bender (2002, 2004), die vergleichbare Belege für Deutschland liefern. Bellmann et al. (2002) und Bauer/Bender (2002, 2004) nutzen, wie auch Hujer et al. (2002), Bellmann/Schank (2000) oder Kölling/Schank (2002), einen am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit in Nürnberg (IAB) zur Verfügung stehenden Datensatz, bei dem die Daten des IAB-Betriebspanels mit den bei der Bundesagentur für Arbeit vorliegenden Sozialversicherungsdaten zusammengeführt werden. Diese Datensätze haben den Vorteil, dass die Betriebsangaben insbesondere mit genaueren Angaben zum Qualifikationsniveau und der Entlohnung auf Individualebene ergänzt werden können. Während die hier genannten Arbeiten, die Linked-Employer-Employee-Daten (LEE) verwenden, eher Quer- oder kürzere Längsschnittanalysen beinhalten, wird für die vorliegende Untersuchung der Beschäftigungswirkungen betrieblicher Reorganisationsprozesse ein LEE-Panel des IAB für den Zeitraum von 1996 bis 2004 genutzt. Im Mittelpunkt der Untersuchung stehen dabei mögliche Auswirkungen eines organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage in West- und Ostdeutschland.

Im folgenden Abschnitt wird daher auf die Motive und Folgen organisatorischen Wandels, insbesondere mit Blick auf die Beschäftigtenstruktur, eingegangen. Die verwendeten Methoden, Daten und Variablen werden im dritten Abschnitt genauer dargestellt, während die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit im vierten Abschnitt enthalten sind. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse schließt diesen Beitrag gemeinsam mit einem Ausblick im fünften und letzten Abschnitt ab.

## 2 Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels

Der sich nicht nur auf einzelne Länder, Branchen oder Unternehmen beschränkende organisatorische

<sup>1</sup> Vereinzelt werden in diesem Zusammenhang auch Outsourcing-Aktivitäten oder gezielte Rekrutierungsstrategien (wie bspw. Assessment-Center) betrachtet.

<sup>2</sup> Im Folgenden wird synonym auch der Begriff „innovative Arbeitsplatzformen“ verwendet.

<sup>3</sup> Empirische Ergebnisse hierzu liefern mitunter Ichniowski/Shaw/Prennusch (1997), Black/Lynch (1996, 1997, 2000, 2001), Capelli/Neumark (1999), Flaig/Rottmann (1999), Kölling/Schank (2002) oder auch Bauer (2003).

<sup>4</sup> Einen Überblick empirischer Untersuchungen zu diesem Thema bieten Chennels/van Reenen (1999). Eine umfassende Darstellung der Diskussion um die Auswirkungen technologischen Wandels findet sich mitunter bei Acemoglu (2002).

Wandel zu weniger arbeitsteilig geprägten Unternehmen bzw. Betrieben wird deutlich durch die Einführung computergestützter Informations- und Kommunikationstechnologien begünstigt und angetrieben (Lindbeck/Snower 2000; Thesmar/Thoenig 2000). Dabei kommt der Nutzung individualisierter Anwendungen und auftretenden Netzwerkeffekten durch stetig sinkende Preise immer leistungsfähigerer Technologien (Bresnahan 1999, 2002) wie auch der Realisierung von Skalenerträgen mittels der Bündelung von IT-Funktionen an einem Ort unter Ausnutzung der Möglichkeiten zur Datenfernübertragung eine besondere Bedeutung zu (Flecker/Kirschhofer 2003). Gleichzeitig ist in dem Einsatz flexibler Fertigungssysteme, die die Nettoproduktion unter Verwendung vielseitig einsetzbarer Ressourcen bei geringen Lagerbeständen erhöhen sollen und dazu eine entsprechende Organisation der Unternehmen erfordern, eine weitere wichtige Determinante des betrieblichen Reorganisationsprozesses zu sehen (Michelini et al. 1994; Lei et al. 1996; Lindbeck/Snower 1996, 2000).

Vor diesem Hintergrund zeigen Lindbeck/Snower (2000) auf, dass die Einführung „moderner“ Produktionstechnologien, die durch ihre flexible Einsetzbarkeit nicht nur die Ausnutzung von Komplementaritäten einzelner Aufgaben begünstigen, sondern auch die Schaffung vielseitigerer Arbeitsplätze ermöglichen, einen Wandel in der Organisationsstruktur gewinnmaximierender Unternehmen herbeiführen kann. Dies ist dann genau der Fall, wenn die Nutzung dieser Produktionstechnologien sich derart auf die Struktur der Grenzerlöse und -kosten auswirkt, dass mit der Einführung innovativer Arbeitsplatzformen und der damit verbundenen betrieblichen Reorganisation ein neues Gewinnoptimum erreicht werden kann. Entsprechendes lässt sich mit dem Modell auch für die Nutzung moderner Informations- und Kommunikationstechnologien im Unternehmen zeigen. Hier fördern diese Technologien durch einen billigen und schnellen Zugang zu Informationen die Nutzung verschiedener Fertigkeiten der Beschäftigten bei der Bearbeitung mehrerer Aufgaben. Damit verbundene Lerneffekte<sup>5</sup> können dann die Produktivität der Mitarbeiter erhöhen und somit die Anreize des Unternehmens, entsprechend zu reorganisieren, erhöhen.

<sup>5</sup> Lindbeck/Snower (2000) unterscheiden hier „intertask“ und „intratask learning“. Von „intertask learning“ wird genau dann gesprochen, wenn Informationen und Fertigkeiten eines Beschäftigten, die bei der Bewältigung einer Aufgabe gewonnen und erworben wurden, dessen Leistung bei anderen Tätigkeiten verbessern. Demgegenüber kann ein Arbeitnehmer seine Fertigkeiten, die er zur Bewältigung einer Aufgabe benötigt, steigern und seine Produktivität erhöhen, wenn er sich nur dieser einen Tätigkeit länger zuwendet („intratask learning“).

Da die optimale Gestaltung des Entscheidungssystems von Unternehmen von der Verteilung spezifischen Wissens innerhalb der Organisation abhängig ist und sich so die Vergabe von Entscheidungskompetenzen am Anteil verfügbarer relevanter Informationen orientieren sollte (Baron/Kreps 1999), kann sich im Zuge des Einsatzes von Informations- und Kommunikationstechnologien eine Dezentralisation von Entscheidungen dann als vorteilhaft für das Unternehmen erweisen, wenn die Mitarbeiter über dezentrale Informationsvorteile oder implizites Wissen verfügen (Funder 1999). Auf diese Weise können dann auch zusätzliche relevante Informationen im Entscheidungsprozess berücksichtigt werden (Kräkel 1999). Neben diesen informationellen Gründen für eine Delegation spricht Itoh (1994) auch von technologischen, die in, sich aus speziellen Fähigkeiten bzw. besseren „Produktionstechnologien“ der Mitarbeiter ergebenden, komparativen Kostenvorteilen zu sehen sind.<sup>6</sup> Neben der sich aus der Delegation von Entscheidungen ergebenden Senkung von Transaktionskosten infolge eines geringeren Bedarfs an zu übertragenden Informationen,<sup>7</sup> kann eine Dezentralisation des Entscheidungsprozesses auch zu einer schnelleren Entscheidungsfindung bzw. -umsetzung führen, da die Mitarbeiter am Entscheidungsprozess teilhaben und dessen Ergebnis besser akzeptieren (Jirjahn 1998). Vor diesem Hintergrund postulieren psychologische bzw. verhaltenswissenschaftliche Ansätze ein komplementäres Verhältnis von partizipativen Organisationsformen und einem kooperativen Verhalten der Organisationsmitglieder: Das „Commitment“ dem Arbeitgeber gegenüber erhöht sich, das Vertrauen in das Management wird gestärkt und eine Erhöhung der Arbeitszufriedenheit führt so über die damit einhergehende Reduzierung der Kosten der Arbeitsanstrengung zu einer höheren Leistungsbereitschaft und Produktivität. Allerdings ist dieser Wirkungszusammenhang nicht automatisch gegeben (Levine/Tyson 1990).<sup>8</sup>

<sup>6</sup> Zudem erscheint eine Dezentralisation von Entscheidungen auch dann vorteilhaft, wenn die Unsicherheit, mit der die Aufgabe verbunden ist, relativ hoch ist. Da mit zunehmender Unsicherheit die Spezifikation der Aufgabendurchführung komplexer wird und Informationen, die ein Mitarbeiter aus der Umwelt zur Komplexitätsreduktion heranzieht, nur diesem zur Verfügung stehen, steigen hier die Anreize zur Entscheidungsdelegation seitens des Unternehmens (Jost 2001; Jost/Webers 2001).

<sup>7</sup> Allerdings ist hinsichtlich des Entscheidungsfindungsprozesses auch das Gegenteil denkbar: Mit der Anzahl der Personen, die am Entscheidungsprozess teilhaben, steigen die Transaktionskosten (Williamson 1975).

<sup>8</sup> Auch wenn erhöhte Entscheidungskompetenzen direkte Anreizwirkungen entfalten können, indem beispielsweise den Bedürfnissen nach Anerkennung und Selbstverwirklichung stärker Rechnung getragen wird, sollten begleitend Maßnahmen ergriffen werden, die den Mitarbeitern die notwendigen Fähigkeiten, das zugehörige Wissen und schließlich auch die Gelegenheit bieten, sich ak-

Dementsprechend kann nach Lindbeck/Snower (2000) auch eine Veränderung der Präferenzen von Arbeitnehmern zu Gunsten vielseitigerer Beschäftigung über eine damit verbundene Anpassung der Reservationslöhne, die sich letztlich sowohl auf die Grenzkosten als auch folglich auf das Gewinnoptimum des Unternehmens auswirkt, einen organisatorischen Wandel begünstigen. Mit diesem Aspekt eng verbunden ist schließlich auch die stetige Verbesserung der Humankapitalausstattung der Beschäftigten. Neben den bekannten Produktivitätswirkungen von allgemeinem und firmenspezifischem Humankapital ist hier die zunehmende Fähigkeit der Arbeitnehmer, vielseitigere Aufgaben zu bewältigen, in den Vordergrund zu stellen. Ein Heranziehen dieser Beschäftigten zu eher einseitigen Tätigkeiten ist dann mit Opportunitätskosten verbunden, die durch betriebliche Reorganisationsmaßnahmen reduziert werden können. Folglich erhöht sich für Unternehmen der Anreiz zur Reorganisation, wenn sich Änderungen der Produktions-, Informations- und Kommunikationstechnologien sowie des Humankapitals ausreichend stark auf dessen Erlös- und Kostenstruktur auswirken. Ergänzend zeigen die aufeinander aufbauenden Arbeiten von Milgrom und Roberts (1990) und Milgrom et al. (1991), dass zudem die gewinnmaximierende Ausnutzung von Komplementaritäten zwischen Bereichen wie Marketing, Produktion, Personal, Technik, Design und der Organisation der Unternehmen ebenfalls zur Einführung innovativer Arbeitsplatzformen beitragen können.

Da betriebliche Reorganisationsmaßnahmen nicht nur mit einer internen Umstrukturierung, sondern auch mit Veränderungen in der Belegschaftsstruktur oder Personalabbau einhergehen können, ist es denkbar, dass Mitarbeiter aus Angst vor Entlassungen oder Überbelastung motivationsbedingt Arbeitszeit in „Beeinflussungsaktivitäten“ (influence activities) investieren. Diese Erhöhung der Widerstandskosten während des betrieblichen Reorganisationsprozesses kann dann zu Ineffizienzen führen oder den organisatorischen Wandel vollständig blockieren (Picot et al. 1997; Kräkel 1999; Frick 2002). Durch das Zusammenspiel arbeitsorganisatorischer Maßnahmen kann aber auch die notwendige Beschäftigungsanpassung flankiert und so einem ständigen Auf- und Abbau der Belegschaft entgegengesteuert werden.

Eine weitere Voraussetzung zur Realisierung von Produktivitätsvorteilen infolge betrieblicher Reor-

ganisationsmaßnahmen ist die Begrenzung der Fluktuation in Teams (Chillemi/Gui 1997). Auch bei anfallenden Projektarbeiten müssen Fluktuationen zur Minimierung von Einarbeitungszeiten und -kosten reduziert werden. Insofern kann davon ausgegangen werden, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen insbesondere dann effizient sind, wenn sie zusammen mit Maßnahmen eingeführt werden, die Fluktuationen entgegenwirken.

Wird eine betriebliche Dezentralisierungsstrategie verfolgt, ist zudem der Wegfall mittlerer Hierarchieebenen wahrscheinlich (Carstensen/Brand 1999). Deren Notwendigkeit kann dann durch den Einsatz von Informations- und Kommunikationstechnologien in Frage gestellt werden, wenn es so möglich ist, die Aufgaben der mittleren Führungsebene(n), also die Überwachung und Verteilung von Informationen, durch diese Technologien zu übernehmen (de Groot 1998; Lindbeck/Snower 1996; Flecker/Kirschenhofer 2003). Demgegenüber kann es für Unternehmen (z.B. bei der Einführung von Maßnahmen zur Qualitätssicherung) auch erforderlich werden, Spezialisten einzustellen. Ergeben sich in Unternehmen also durch betriebliche Reorganisationsmaßnahmen neue Aufgabenbereiche und neue Qualifikationserfordernisse, sollten diese sich in einer Erhöhung des Beschäftigungsniveaus niederschlagen, während eine „Straffung“ des Produktionsprozesses zu einem Personalabbau führen kann (Beckmann 2000). Es kann folglich keine einheitliche Wirkungsrichtung betrieblicher Reorganisationsprozesse auf die Anzahl der Beschäftigten festgestellt werden (Bellmann/Kohaut 1999). Zudem erfordert bspw. die Verlagerung von Kompetenzen, Gruppenarbeit oder ein engerer Kundenkontakt soziale und kommunikatorische Kompetenz, Urteilsvermögen, Initiative und neben Kreativität auch die Eigenschaft, mit anderen zusammenzuarbeiten. Zusätzlich kommt (dem Erwerb von) Fähigkeiten, die es ermöglichen, eine Vielzahl von Aufgaben zu erfüllen und Erfahrungen aus einem Tätigkeitsfeld auf ein anderes zu übertragen, besondere Bedeutung zu (Lindbeck/Snower 2000).<sup>9</sup> Werden diese Fertigkeiten eher besser qualifizierten Mitarbeitern zugeschrieben, ist ein Unternehmen, das organisatorische Änderungen durchführt, bestrebt, ein entsprechend hohes Qualifikationsniveau zu etablieren. Insofern erscheint es als gerechtfertigt, davon auszugehen, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen

tiv am Entscheidungsprozess im Unternehmen zu beteiligen (Ichniowski/Shaw 2003).

<sup>9</sup> Lindbeck/Snower (1996, 2000) sprechen mit Bezug auf die betriebliche Reorganisation auch von „blurring occupational barriers“ und beziehen sich dabei auf die durch Einführung moderner Informations- und Kommunikationstechnologien bedingte Zunahme der Komplementarität einzelner Tätigkeiten in den Unternehmen.

adverse Beschäftigungseffekte für Un- und Angelernte zur Folge haben.

### 3 Methoden, Daten und Variablen

#### 3.1 Empirischer Ansatz

Den Ausgangspunkt zur Bestimmung der Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage bildet die dynamische Arbeitsnachfragefunktion

$$(1) \quad n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \varrho_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

$n_{it}$  ist dabei die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten des Betriebes  $i$  in der Periode  $t$  und  $X_{it}$  ein Vektor mit Kontrollvariablen. Die Koeffizienten sind in  $\alpha_1$  bzw. dem Vektor  $\alpha_2$  enthalten.  $\varrho_i$  und  $v_t$  beschreiben unbeobachtbare betriebs- und zeitspezifische Effekte;  $\varepsilon_{it}$  ist die Störgröße. Zudem ist hier die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten aus der Vorperiode  $n_{it-1}$  als erklärende Variable im Modell enthalten. Wegen ihrer autoregressiven Form und Autokorrelation erster Ordnung ist eine Schätzung dieser Nachfragefunktion mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) weder effizient noch konsistent. Daher soll sie mit der verallgemeinerten Methode der Momente (*generalized method of moments* (GMM)) bestimmt werden, wobei gleichzeitig für individuelle fixe Effekte kontrolliert wird, indem erste Differenzen herangezogen werden. Für die in Gleichung (1) dargestellte Nachfragefunktion folgt dann, dass

$$(2) \quad \Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta X_{it} + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

Bei dem auf Arellano/Bond (1991) zurückgehenden GMM-Schätzer werden die in ersten Differenzen dargestellten endogenen Variablen durch deren verzögerte Ausprägungen instrumentiert. Ein Problem hierbei ist, dass besonders dann, wenn diese Variablen einem „random-walk“ folgen, die verzögerten Ausprägungen der endogenen Variablen schlechte Instrumente für deren erste Differenzen darstellen. Deswegen wird in weiteren Entwicklungen dieses Schätzansatzes von Arellano/Bover (1995) und schließlich Blundell/Bond (1998) dieses System von Gleichungen erster Differenzen um Niveaugleichungen ergänzt. In diesen zusätzlichen Niveaugleichungen werden dann die Ausprägungen der endogenen Variablen durch deren verzögerte erste Differenzen instrumentiert. Die asymptotisch effizientere zweistufige Anwendung dieses auch als „System-GMM“ bezeichneten Schätzers führt zwar zu einer heteroskedastierobusten Kovarianz-Matrix, dennoch sind

die so bestimmten Standardfehler typischerweise nach unten verzerrt (Arellano/Bond 1991; Blundell/Bond 1998), was mit dem Korrekturverfahren von Windmeijer (2005) kompensiert werden kann.

Da also bei der Bestimmung der Arbeitsnachfragefunktionen mit dem System-GMM-Schätzer nach Blundell/Bond (1998) auch die erste Differenz der logarithmierten Beschäftigtenanzahl der Vorperiode benötigt wird, können nur Beobachtungen in die Schätzungen eingehen, für die in mindestens drei aufeinander folgenden Perioden Informationen vorliegen. Daher wird auf ein *unbalanced panel* zurückgegriffen, um eine zu starke Reduktion der Fallzahl zu verhindern. Gleichzeitig kann so auch dem Problem der Selbstselektion begegnet werden. Der (Sargan-)Hansen-Test dient dabei als allgemeiner Spezifikationstest des Modells. Die Nullhypothese unterstellt, dass die Orthogonalitätsbedingungen für die benutzten Instrumente erfüllt sind. Es wird also überprüft, ob genügend valide Instrumente in der Schätzung enthalten sind. In diesem Sinne ist dies auch ein Test auf Überidentifikation des Modells. Die Nullhypothese wird in beiden Fällen abgelehnt, was auf eine Überspezifikation des Modells hindeutet, die möglicherweise auf eine serielle Korrelation zurückzuführen ist, die mehr als eine Periode umfasst. Daher werden auch Tests auf Autokorrelation erster und zweiter Ordnung durchgeführt. Durch die Verwendung erster Differenzen ist dabei eine Autokorrelation erster Ordnung zu erwarten.<sup>10</sup> Eine Autokorrelation höherer Ordnung deutet hingegen darauf hin, dass verzögerte Werte der abhängigen Variable ebenfalls endogen und damit nicht als Instrumente geeignet sind.<sup>11</sup>

#### 3.2 Datensatz

Die Datengrundlage für die beschriebene Schätzung der betrieblichen Arbeitsnachfrage bildet ein speziell entwickelter Linked-Employer-Employee-Datensatz des IAB (LIAB) für den Zeitraum von 1996 bis 2004, der die Betriebsangaben aus dem IAB-Betriebspanel mit Personendaten aus der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) über die in beiden Datensätzen verfügbare Betriebsnummer kombiniert. Grundgesamtheit des IAB-Betriebspanels sind die in der Betriebsdatei der BA erfassten Betriebe.<sup>12</sup> Da diese über die Betriebs-

<sup>10</sup> Hier ist dann der Term  $\varepsilon_{it-1}$  sowohl in  $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$  als auch in  $\Delta \varepsilon_{it-1} = \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}$  enthalten.

<sup>11</sup> Dies bedeutet dann im Fall einer Autokorrelation zweiter Ordnung, dass  $n_{it-2}$  nicht nur mit dem Störterm  $\varepsilon_{it-2}$ , sondern auch mit  $\Delta \varepsilon_{it-2}$  und schließlich  $\Delta \varepsilon_{it}$  korreliert ist.

<sup>12</sup> Als Betrieb wird dabei die örtliche Einheit verstanden, in der die Tätigkeiten eines Unternehmens tatsächlich durchgeführt werden (Bellmann 2002).

nummer zum 30. Juni eines Jahres aggregierten Angaben aus der Beschäftigtenstatistik enthält, sind in dem Panel nur Betriebe zu finden, die (zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung) mindestens eine sozialversicherungspflichtige Person beschäftigen.<sup>13</sup> Die Ziehung der Zufallsstichprobe erfolgt nach dem Prinzip der optimalen Schichtung, sodass diese im Ergebnis näherungsweise einer beschäftigungsproportional gezogenen Stichprobe entspricht. Über 10 Betriebsgrößenklassen und 16 bzw. seit dem Jahr 2000 17 Wirtschaftszweige werden dabei die einzelnen Schichtungszellen definiert, wobei die Auswahlwahrscheinlichkeit der Betriebe mit ihrer Größe steigt. Diese Schichtungszellen dienen auch der Gewichtung und Hochrechnung der Stichprobe. Die Befragung erfolgt seit der ersten Welle im dritten Quartal 1993 durch Interviewer von Infratest Sozialforschung. Der detaillierte Fragenkatalog umfasst dabei neben allgemeinen Angaben zu den Betrieben, wie z.B. die Rechtsform oder Eigentumsverhältnisse der Betriebe, auch deren Personalstruktur, -entwicklung und -politik und wird durch modulare Themenschwerpunkte ergänzt. Mit der ersten Erhebung sind für die alten Bundesländer insgesamt 4.265 Fälle auswertbar. Auf dieser Basis werden jedes Jahr alle Betriebe nach Möglichkeit erneut befragt. Die Antwortquoten der jeweils wiederholt befragten Betriebseinheiten betragen dabei mehr als 80 %. Das Panel wird in jedem Jahr durch Ergänzungs- und Nachbearbeitungsstichproben flankiert, um neue oder wieder auflebende Betriebsnummern bzw. Betriebe zu befragen und Ausfälle zu kompensieren. Seit der vierten Welle in 1996 wird die Befragung auch in den neuen Bundesländern mit 4.313 erstbefragten Betrieben durchgeführt (Bellmann 2002). Für das Jahr 2004 stehen so Angaben von 15.689 Betrieben, davon 5.585 in den neuen Bundesländern und Ost-Berlin, zur Verfügung.

Mit der BLH selbst stehen wiederum kombinierte Informationen aus der Beschäftigten- und der Leistungsempfängerhistorik der Bundesagentur für Arbeit zur Verfügung. Die in der Beschäftigtenhistorik enthaltenen Informationen zur abhängigen Erwerbstätigkeit stammen dabei aus den Meldungen der jeweiligen Arbeitgeber zur Sozialversicherung, wobei das Meldeverfahren die Art, den Umfang sowie die Struktur der Daten letztlich bestimmt. Für einzelne Beschäftigte wird dabei mindestens einmal im Jahr, also spätestens zum 31. Dezember jeden Jahres, eine Meldung abgegeben.<sup>14</sup> Diese enthalten

u.a. Angaben zu Alter, Geschlecht und der Nationalität des Beschäftigten, dem Beginn und Ende des Meldezeitraumes, der so maximal ein Jahr betragen kann, dem ausgeübten Beruf,<sup>15</sup> dem Bildungsniveau in Verbindung mit dem beruflichen Qualifikationsniveau, dem Wirtschaftszweig und Arbeitsort sowie letztlich auch tagesgenaue Entgeltangaben<sup>16</sup> (Alda et al. 2005).

Im hier verwendeten Datensatz sind ursprünglich alle in der BLH enthaltenen Meldungen der Betriebe aus dem IAB-Betriebspanel zu finden, die sich über den 30. Juni mindestens eines der Jahre zwischen 1996 und 2004 erstrecken. Existiert für einen Betrieb in einem dieser Jahre kein gültiges Interview im IAB-Betriebspanel, führt dies also zur vollständigen Nicht-Berücksichtigung der betroffenen Betriebe und deren Beschäftigten. Gleiches gilt für die Vor- und Nachbiographien der Beschäftigten, sofern sie im Beobachtungszeitraum nicht zwischen Betrieben, die an den Befragungen teilgenommen haben, wechseln und für sie Meldungen über den 30. Juni der jeweiligen Jahre hinweg vorhanden sind.

Um mögliche Fehler in den Daten auszuschließen<sup>17</sup> und eine bessere Interpretation der Ergebnisse zu gewährleisten, ist die Menge der im Datensatz enthaltenen Meldungen auf solche reduziert worden, die sich gleichzeitig auf

- die Hauptbeschäftigungsverhältnisse sozialversicherungspflichtig Beschäftigter ohne besondere Merkmale, die länger als einen Tag bestanden haben,
- keine Auszubildenden, Volontäre oder Praktikanten,
- teil- oder vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen,
- Personen, die weder ihre Staatsangehörigkeit, noch das Geschlecht wechseln,

gaben der Leistungsempfängerhistorikdatei (LeH) des IAB im Zuge der Generierung der BLH aufgefüllt. Dann noch verbleibende zeitliche Lücken sind mit den Daten aus der BLH nicht weiter beobachtbar, wobei Arbeitslosigkeitszustände in der LeH nur erfasst werden, wenn die Leistungen der Bundesagentur für Arbeit auch tatsächlich in Anspruch genommen werden (Alda et al. 2005). Auf die LeH wird mit Verweis auf die angegebene Literatur nicht weiter eingegangen, da hier nur Angaben aus der BeH verwendet werden.

<sup>15</sup> Gemeint ist hier die Berufsordnung (3-Steller) der Berufsklassifikation der Bundesagentur für Arbeit.

<sup>16</sup> Beim Entgelt ist allerdings zu beachten, dass dieses nur bis zur Höhe der Beitragsbemessungsgrenze gemeldet werden muss. Aus verfahrenstechnischen Gründen darf daher der maximal zu beobachtende Wert nicht mehr als 103,33 % der jeweils gültigen Beitragsbemessungsgrenze betragen.

<sup>17</sup> Siehe hierzu bspw. Bender et al. (1996), Cramer (1985) oder Cramer/Majer (1991).

<sup>13</sup> Bei wiederholt befragten Betrieben kann es vorkommen, dass zum Befragungszeitpunkt kein Arbeitnehmer sozialversicherungspflichtig beschäftigt wird. Die Angaben dieser Betriebe können dann nur zu Längsschnittanalysen herangezogen werden, da eine Hochrechnung im Querschnitt nicht möglich ist.

<sup>14</sup> Zeitliche Lücken der Beschäftigtenmeldungen werden mit An-

- Personen, die nicht jünger als 15 Jahre, aber auch nicht älter als 64 Jahre sind und
- Personen deutscher oder einer anderen Nationalität

beziehen. Des Weiteren werden Betriebe aus der Land- und Forstwirtschaft, dem Bergbau, Organisationen ohne Erwerbscharakter und Einrichtungen der öffentlichen Verwaltung nicht weiter betrachtet. Ebenso befinden sich keine Betriebe im Datensatz, deren Beschäftigtenstand sich durch die Schließung, Ein-/Ausgliederung oder Ausgründung von Betriebsteilen hat verändern können. Aus der sich so ergebenden Menge der Betriebe werden dann zur Bestimmung der Arbeitsnachfragefunktionen für Ost- und Westdeutschland jeweils alle Panelbetriebe für den Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewählt.<sup>18</sup>

### 3.3 Determinanten der Arbeitsnachfrage

Zentrale Variablen des hier zu Grunde liegenden dynamischen Modells der Arbeitsnachfrage sind das Umsatz- bzw. Geschäftsvolumen und die Lohnsumme pro Beschäftigten. Ergänzend werden aber weitere Variablen aufgenommen, von denen anzunehmen ist, dass sie die Nachfrage nach Arbeit beeinflussen. Dazu zählen – wie die bisherigen Ausführungen zeigen – solche, die die Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen betreffen. Hier sind dann im Falle eines „*skill-bias*“ Auswirkungen zu Lasten gering qualifizierter Beschäftigter möglich, während sich für besser qualifizierte gegenteilige Auswirkungen zeigen sollten. Des Weiteren kann auch von positiven Nachfragewirkungen organisatorischen Wandels ausgegangen werden, wenn sich hierdurch die Ertragslage bzw. Wettbewerbssituation des Betriebes verbessert. Mit einer Zunahme der Beschäftigtenanzahl ist ferner zu rechnen, wenn das Unternehmen steigende Umsätze erwartet. Hinsichtlich der Belegschaftsstruktur sind für den Anteil der Teilzeitbeschäftigten an der ge-

samten Anzahl der Beschäftigten demnach positive Vorzeichen in den Schätzungen zu erwarten, da ceteris paribus dieselbe Produktionsmenge nur mit einer höheren Anzahl von Mitarbeitern hergestellt werden kann. Bezüglich des Anteils hoch qualifizierter Beschäftigter ist die Richtung der Wirkung auf die Gesamtnachfrage nach Arbeitskräften a priori theoretisch nicht bestimmbar. So ist denkbar, dass hoch qualifizierte Arbeitnehmer produktiver sind als weniger gut ausgebildete Mitarbeiter und somit insgesamt weniger Arbeiter benötigt werden. Für den hier zu schätzenden Koeffizienten ist dann ein negatives Vorzeichen zu erwarten. Allerdings können von diesen Produktivitätssteigerungen dann wieder positive Effekte erwartet werden, wenn erfolgreichere Unternehmen einen höheren Beschäftigungsstand aufweisen. Der Einfluss des Frauenanteils auf die Anzahl der Mitarbeiter lässt sich ebenfalls nicht eindeutig bestimmen. Einerseits besteht die Möglichkeit, dass Frauen eher in der Verrichtung von einfachen Dienstleistungen oder in der Produktion von Massengütern und damit zumeist in größeren Betrieben tätig sind. Andererseits könnte der Anteil von Frauen in eher „rollentypischen“ Berufsbildern in kleinen Betrieben aber auch höher sein als in größeren, woraus sich dann ein negatives Vorzeichen für diese Variable ergibt. Zeitdummies vervollständigen die Liste der Kontrollvariablen.

Da Linked-Employer-Employee-Daten zur Verfügung stehen, werden alle Angaben, die sich auf die Beschäftigten und deren Entlohnung beziehen, aus der BLH entnommen und auf der Betriebsebene aggregiert. So ist es nicht nur möglich, „genauere“ Anteilswerte bestimmter Beschäftigungsgruppen zu bestimmen, sondern auch Durchschnittslöhne einzelner Qualifikationsgruppen der Belegschaft zu berechnen. Zur Unterscheidung zwischen gering und hoch qualifizierten Beschäftigten wird die Ausbildungsvariable aus der BLH herangezogen: Alle Personen mit Volks-/Hauptschulabschluss, Mittlerer Reife (oder gleichwertiger Schulbildung) ohne Berufsausbildung werden daraufhin als *Un- und Ange-*

*lerte* bezeichnet.<sup>19</sup>

### 3.4 Reorganisationsvariablen

Informationen über die Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen sind bisher in den Welten 1995, 1998, 2000, 2001 und 2004 des IAB-Be-

<sup>18</sup> Da die Beschäftigtenangaben aus der BLH und dem IAB-Betriebspanel auf Betriebsebene teilweise deutlich voneinander abweichen und somit fraglich ist, ob es sich tatsächlich um die selben Betriebseinheiten handelt, werden zudem nur die Betriebe herangezogen, für die eine korrekte Zuordnung von Betriebs- und Beschäftigtenangaben angenommen werden kann. Voraussetzung hierfür ist, dass die Betriebe auf Grund eines Vergleiches ihrer Beschäftigtenangaben in dieselbe Größenklasse fallen, die auch zur Stichprobenziehung des IAB-Betriebspanels verwendet wird. Ein Vergleich der Angaben zur Anzahl der Auszubildenden, der leider nicht für alle Betriebe möglich ist, zeigt, dass hier die durchschnittliche Differenz der Angaben über den gesamten Zeitraum nahezu Null beträgt, während gleichzeitig auch die Standardabweichungen deutlich reduziert werden konnten. Ebenso ist eine deutliche Reduzierung der mittleren Differenzen in den Angaben zur Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und den zugehörigen Standardabweichungen zu beobachten.

<sup>19</sup> Personen, deren (schulische) Ausbildung unbekannt ist oder für die eine Angabe nicht möglich ist, werden aus der Betrachtung ausgeschlossen. Eine fehlende Angabe ist dann zu erwarten, wenn kein Schulabschluss vorliegt, weil nur für Beschäftigte mit Schulabschluss Meldeschlüssel zur Verfügung stehen.

triebspanels enthalten. Während dazu im Jahr 1995 sechs verschiedene Einzelmaßnahmen abgefragt werden, sind es ab der Welle 1998 neun, die sich in den drei folgenden Befragungen bis 2004 nicht verändern.<sup>20</sup> Dieser unterschiedlichen Ausgestaltung der Frage zu den organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel wird durch die Verwendung einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 begegnet. Eine weitere Schwierigkeit bei diesen Angaben ist der Zwei-Jahres-Zeitraum, auf den sich die Frage bezieht.<sup>21</sup> Damit ist nicht bekannt, wann genau die Maßnahmen eingeführt worden sind bzw. der Reorganisationsprozess begonnen hat. Auch wenn fraglich ist, wie genau Betriebe überhaupt den Einführungszeitpunkt betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen angeben können, kann diese relative „Ungenauigkeit“ dazu genutzt werden, die zur Schätzung der dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen benötigte Zeitreihe zu erhalten. Dabei werden die Angaben zur Einführung von Reorganisationsmaßnahmen auch jeweils für die beiden Vorjahre, also dem Zeitraum, auf den sich die Frage im IAB-Betriebspanel bezieht, übernommen. Da mit der zusätzlichen Befragung der Betriebe zu den organisatorischen Veränderungen der letzten beiden Jahre in der Welle 2000 Überschneidungen auftreten, brauchen diese Angaben bei Verwendung einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 nicht weiter beachtet werden.<sup>22</sup> Mit Ausschluss der Antwortkategorien der *sonstigen* und *umweltbezogenen organisatorischen Maßnahmen* (wie z.B. Öko-, Produkt- oder Stoffbilanzen) aus der weiteren Betrachtung sind so noch Informationen über acht weitere organisatorische Veränderungen verfügbar. Es handelt sich hierbei um

1. Reorganisation von Abteilungen oder von Funktionsbereichen,
2. Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen auf untere Hierarchieebenen,
3. Einführung von Gruppenarbeit/eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen,
4. Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung,
5. mehr Eigenfertigung/Eigenleistung,
6. mehr Zukauf von Produkten und Leistungen,

7. Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen und
8. Verbesserungen der Qualitätssicherung.<sup>23</sup>

Für jede dieser Reorganisationsmaßnahmen ist so letztlich eine Dummy-Variable verfügbar, die dann den Wert eins annimmt, wenn im jeweiligen Jahr diese Maßnahme hätte eingeführt werden können.

In Anlehnung an die Arbeiten von Bellmann et al. (2002), Gerlach et al. (2002), Hujer et al. (2002) oder Kölling/Möller (2002) können diese Variablen zu Probit-Schätzungen herangezogen werden. Die auf diesem Wege für jedes Jahr auf Betriebsebene bestimmten Wahrscheinlichkeiten zur Reorganisation können dann in die anschließend zu schätzenden Nachfragefunktionen eingesetzt werden. Von Vorteil ist dabei, dass im IAB-Betriebspanel konkret nach der *Einführung* betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen gefragt wird. Damit wird nicht nur dem Problem des unbekannten Einführungszeitpunkts der einzelnen Maßnahmen begegnet, sondern auch dem betrieblichen Entscheidungsprozess, Reorganisationen durchzuführen, Rechnung getragen. Außerdem sind so die betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen nicht mehr über Dummy-Variablen in der Nachfragefunktion abgebildet. Diese sind für den jeweiligen zeitlichen Bezugsrahmen der Frage nach organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel konstant, was bei GMM-Schätzungen dann dazu führt, dass die entsprechenden ersten Differenzen den Wert Null annehmen.

Da durch die der eigentlichen Schätzung von Nachfragefunktionen vorgelagerten Probit-Schätzungen die Angaben zu den betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen in der Nachfragefunktion instrumentiert werden, muss jede der in diesem dann zweistufigen Schätzansatz verwendeten Gleichungen identifiziert sein. Es müssen also für jede der acht Probit-Gleichungen identifizierende Merkmale (Variablen) gefunden werden, die die Einführung der jeweiligen Reorganisationsmaßnahme (mit) erklären, aber weder einen Einfluss auf die Einführung einer weiteren organisatorischen Änderung noch auf das Beschäftigtenniveau haben. Denkbar wären hier beispielsweise Angaben über die Anzahl von Abteilungen und/oder Gruppen in einem Betrieb, Personen in Führungspositionen oder mit Entscheidungskompetenzen, Art und Umfang der Qualitätssicherung oder das Verhältnis von Fremd- und Eigenleistung.

<sup>20</sup> Hinzu kommen jeweils die Antwortmöglichkeiten „Sonstige“ und „Keine organisatorischen Änderungen“.

<sup>21</sup> Die genaue Fragestellung lautet: „Sind in Ihrem Betrieb/Ihrer Dienststelle in den letzten zwei Jahren eine oder mehrere der folgenden organisatorischen Änderungen vorgenommen worden?“

<sup>22</sup> Unter Ausnutzung der Überschneidung der Angaben zwischen den Befragungen in den Jahren 2000 und 2001 ist es möglich, festzustellen, welche Maßnahmen zwischen dem 1. Juli 2000 und 30. Juni 2001 eingeführt worden sind. So kann hier der Zeitpunkt der Einführung einer Maßnahme etwas genauer bestimmt werden. Dies ist aber für andere Perioden nicht möglich.

<sup>23</sup> Bei den aufgezählten Maßnahmen handelt es sich um die Antwortkategorien aus dem IAB-Betriebspanel. Eine präzisere Abbildung der organisatorischen Veränderungen ist daher nicht möglich.



gen im Prozess der Leistungserstellung. Solche Informationen sind im IAB-Betriebspanel aber nicht im benötigten Umfang verfügbar und wahrscheinlich auch nur im Rahmen von Fallstudien zu ermitteln. Nach den Ergebnissen einer Faktorenanalyse von Alda/Bellmann (2002) können die hier aufgezählten Reorganisationsmaßnahmen jedoch in zwei Gruppen zusammengefasst werden.<sup>24</sup> Zu der Gruppe der *Arbeitsstrukturveränderungen* zählen dann die Reorganisation von Abteilungen ( $R_1$ ), die Verlagerung von Verantwortungen und Entscheidungen auf untere Hierarchieebenen ( $R_2$ ), die Einführung von Gruppenarbeit bzw. eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen ( $R_3$ ) sowie die Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung ( $R_4$ ).<sup>25</sup> Die Gruppe der *Produktionsstrukturveränderungen* umfasst dann schließlich eine Erhöhung der Eigenfertigung/Eigenleistung ( $R_5$ ), eine Zunahme im Zukauf von Produkten und Dienstleistungen ( $R_6$ ), die Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen ( $R_7$ ) und Verbesserungen in der Qualitätssicherung ( $R_8$ ).<sup>26</sup> Während unter den Arbeitsstrukturen also hauptsächlich Maßnahmen zusammengefasst werden, die die Beteiligung von Mitarbeitern an betrieblichen Entscheidungen im Rahmen veränderter Arbeitsabläufe fördern, sind in der Gruppe der Produktionsstrukturveränderungen mit der Konzentration auf mehr Eigenfertigung („insourcing“) als auch mit einem vermehrten Zukauf von Produkten und Dienstleistungen („outsourcing“) zwei Maßnahmen erfasst, die deutlicher als andere unterschiedliche Auswirkungen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage haben dürften. Deshalb wird die Maßnahme „mehr Zukauf von Produkten und Dienstleistungen“ nicht weiter betrachtet.

Für die folglich benötigte Variable zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen  $V_{it}^{AS}$  gilt dann, dass

$$(3) \quad V_{it}^{AS} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } (R_1 = 1) \vee (R_2 = 1) \vee (R_3 = 1) \vee (R_4 = 1) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

<sup>24</sup> Ein ähnliches Vorgehen findet sich auch bei Ichniowski/Shaw/Prennushi (1997).

<sup>25</sup> Die Ausdrücke in Klammern stellen die formale Bezeichnung der jeweiligen Dummy-Variable dar.

<sup>26</sup> Eine wichtige Voraussetzung für diese Definition der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen ist die Erfüllung des Kaiser-Meyer-Olkin-Kriteriums, da sonst die einzelnen Maßnahmen nicht wie dargestellt getrennt werden dürfen. Für alle Maßnahmen insgesamt ergibt sich hier ein Wert von 0,8408 für West- bzw. von 0,8080 für Ostdeutschland. Bei Aufteilung der Reorganisationsmaßnahmen in Arbeits- und Produktionsstrukturveränderungen liegt der Wert des Kaiser-Meyer-Olkin-Kriteriums jeweils getrennt nach West- und Ostdeutschland zwischen 0,6449 und 0,7199. Auch die MSA-Maße (measure for sampling adequacy) der einzelnen Variablen fallen dabei nicht unter einen Wert von 0,6. Folglich kann

Die Einführung von Produktionsstrukturveränderungen  $V_{it}^{PS}$  wird entsprechend über die Bedingung, dass

$$(4) \quad V_{it}^{PS} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } (R_5 = 1) \vee (R_7 = 1) \vee (R_8 = 1) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

abgebildet. Damit lassen sich die Schätzungen auf der ersten Stufe darstellen als

$$(5) \quad P(V_{it}^{AS} = 1) = \Phi(\gamma_1 Y_{it} + \delta_1 m_{1it})$$

und

$$(6) \quad P(V_{it}^{PS} = 1) = \Phi(\gamma_2 Y_{it} + \delta_2 m_{2it})$$

wobei  $Y_{it}$  die verwendeten Kontrollvariablen und  $m_{1it}$  bzw.  $m_{2it}$  das jeweilige Identifikationsmerkmal beschreiben. Die so bestimmbaren Wahrscheinlichkeiten  $\hat{r}_{kit}$  der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme der Gruppe  $k$  mit  $k = 1, 2$  können dann auf der zweiten Stufe in die Nachfragefunktion (Gleichung (1)) eingesetzt werden, sodass

$$(7) \quad n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \beta_1 \hat{r}_{1it} + \beta_2 \hat{r}_{2it} + \varrho_i + v_i + \varepsilon_{it}$$

Bei der Auswahl der Identifikationsmerkmale für die beiden Probit-Schätzungen ist zu beachten, dass diese über den Zeitraum von 1996 bis 2004 vollständig im IAB-Betriebspanel zur Verfügung stehen müssen. Es bietet sich deshalb also an, die Arbeitsstrukturveränderungen im Zusammenhang mit der Einführung von Informations- und Kommunikationstechnologien heranzuziehen. Dabei ist von Investitionen in (neue) Produktionsanlagen und/oder der Betriebs- und Geschäftsausstattung zu unterscheiden.<sup>27</sup> Diese können nicht nur bei einer Erhöhung der Eigenfertigung/Eigenleistung erfolgen, sondern auch im Zuge sich verändernder Kundenbeziehung oder Qualitätsverbesserungen getätigt werden. Folglich kann in dieser Investitionsvariable ein sinnvolles Identifikationsmerkmal bei der Bestimmung der Einführungswahrscheinlichkeit von Produktionsstrukturveränderungen gesehen werden. Der Korrelationskoeffizient der Arbeitsstrukturveränderungen und Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien beträgt 0,29. Die Korrelation von Produktionsstrukturveränderungen und Investitionen in Produktionsanla-

also von einer Erfüllung des Kaiser-Meyer-Olkin-Kriteriums gesprochen werden.

<sup>27</sup> Im IAB-Betriebspanel wird in derselben Frage sowohl nach Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien als auch in Produktionsanlagen bzw. der Betriebs- und Geschäftsausstattung gefragt, so dass beide Vorgänge gut voneinander unterschieden werden können.

gen beläuft sich dabei auf 0,25. Beide Korrelationskoeffizienten sind hier auf dem 1 %-Niveau signifikant.

Allerdings sind diese Investitionsvariablen, wenn auch schwächer, nicht nur mit der Betriebsgröße, sondern auch der jeweiligen anderen Gruppe von Reorganisationsmaßnahmen korreliert, so dass es sich eher um „schwache“ Instrumente handelt. Hingegen erscheint es bei der Verwendung von Betriebsdaten kaum möglich, Variablen zu verwenden, die nicht mit der Betriebsgröße korrelieren.<sup>28</sup> Als Alternative zu den Investitionen in Produktionsanlagen ist noch der Anteil der betrieblichen Vorleistungen am Umsatz denkbar. Doch hier zeigt sich bei den Korrelationen das gleiche Problem. Zudem sind hier viele fehlende Werte zu finden. Angaben zu Ertragslage des Betriebes sind nicht in jeder Welle verfügbar und auch eher für einen organisatorischen Wandel im Allgemeinen relevant. Da keine alternativen Identifikationsmerkmale zur Verfügung stehen, soll ein Durbin-Wu-Hausman-Test klären, ob die Reorganisationsmaßnahmen überhaupt endogen sind. Die Nullhypothese ( $H_0$ ) unterstellt hierbei, dass zwischen der exogenen Variablen und der Störgröße keine Abhängigkeit besteht. Dementsprechend zielt die Alternativhypothese ( $H_1$ ) auf Endogenität. Falls dann der sich aus der Teststatistik ergebende empirische Wert den theoretischen Wert der  $\chi^2$ -Verteilung übersteigt, muss  $H_0$  abgelehnt werden (Hübler 1989). Dieser Test gibt gleichzeitig Aufschluss über die Qualität der verwendeten Instrumente, so dass bei Annahme von  $H_0$  die Ergebnisse durch die Instrumentierung der Reorganisationsmaßnahmen verzerrt werden.

Da die in Frage kommenden Instrumente zwar signifikant, aber nicht besonders stark mit den entsprechenden Reorganisationsvariablen korreliert sind, ist es zur weiteren Kontrolle geboten, die Zahl der identifizierenden Merkmale zu erhöhen. Auf Grund der hierfür im Zeitraum von 1996 bis 2004 durchgängig verfügbaren Variablen ist dies allerdings nur durch eine Zusammenfassung der beiden Gruppen der Reorganisationsmaßnahmen möglich, was ebenfalls mit einem Informationsverlust verbunden ist. In einer weiteren Spezifikation der Nachfragegleichung, die auch einem Exogenitätstest zu unterziehen ist, wird dann so auf der ersten Stufe der Schätzungen die Wahrscheinlichkeit bestimmt, dass der Betrieb mindestens eine Reorganisationsmaßnahme ergriffen hat. Somit wird in den Nachfragefunktionen zudem ein Gesamteffekt organisatorischer Veränderungen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage

abgebildet, der hier ebenfalls von Interesse ist. Mit dieser Zusammenfassung stehen auf der ersten Stufe nicht nur die beiden Investitionsvariablen als Instrumente zur Verfügung, sondern auch die Variablen, die zur Erklärung organisatorischen Wandels, aber nicht der Arbeitsnachfrage herangezogen werden. Hierzu zählen einmal Informationen darüber, ob es sich bei dem Betrieb um eine Kapitalgesellschaft handelt. Des Weiteren sind der Exportanteil am Umsatz und das Betriebsalter von Bedeutung. Über das Betriebsalter kann für mögliche Widerstände bei der Reorganisation in der Belegschaft kontrolliert werden. Außerdem ist es wahrscheinlich, dass ältere Betriebe bereits hier betrachtete Reorganisationsmaßnahmen vollzogen haben, so dass die Wahrscheinlichkeit, organisatorische Änderungen vorzunehmen, in diesen Betrieben geringer ausfallen kann. Weitere Variablen in den Probit-Schätzungen sind das Geschäftsvolumen, die Umsatzerwartungen, die Investitionssumme, die Betriebsgröße sowie die Anteile der qualifizierten Arbeitnehmer, der Frauen und der Teilzeitbeschäftigten an der Gesamtbelegschaft. Ergänzend zu diesen beiden Spezifikationen wird die betriebliche Arbeitsnachfrage in einer dritten Variante ohne eine Kontrolle für die Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage bestimmt.

Auch wenn mit der dargestellten Instrumentierung der Reorganisationsvariablen durch Probit-Schätzungen einerseits dem Problem des unbekannten Einführungszeitpunktes der organisatorischen Änderungen begegnet werden kann und andererseits der diesen zu Grunde liegende betriebliche Entscheidungsprozess berücksichtigt wird, ist es auf Grund der verfügbaren Variablen so nicht möglich, die Auswirkungen der Einzelmaßnahmen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage genauer abzubilden. Eine einfache Verwendung der verfügbaren dichotomen Reorganisations-Variablen bei der über die verallgemeinerte Methode der Momente erfolgende Schätzung der dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen ist dabei wenig zweckdienlich, da diese für den jeweiligen zeitlichen Bezugsrahmen der Frage nach organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel konstant sind.

Nickell et al. (1992) zeigen allerdings ein Verfahren auf, mit dem es möglich ist, die über die Teilperiode  $\tilde{T}$  des Beobachtungszeitraums  $T$  invariante Variable  $z_i$  in GMM-Schätzungen einzubeziehen. In einem ersten Schritt wird dabei eine Dummy-Variable  $d_{\tilde{T}}$  definiert, die genau dann den Wert eins annimmt, wenn die Periode  $t$  in  $\tilde{T}$  fällt, so dass

$$(8) \quad d_{\tilde{T}} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } t \in \tilde{T} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

<sup>28</sup> Eine Ausnahme mögen hier Arbeitszeitangaben darstellen.

Für zwei Zeitpunkte  $t$  und  $t-1$  in der Teilperiode  $\tilde{T}$  gilt zudem, dass

$$(9) \quad z_{it} - z_{it-1} = 0 \Leftrightarrow z_{it} = z_{it-1} = z_i$$

Damit führt eine einfache Multiplikation der Variable  $z_i$  mit  $d_{\tilde{T}}$  und den sich mit jeder Periode jeweils um eine Einheit erhöhenden Zeitindex  $t$  bei der Berechnung der ersten Differenzen dann zu

$$(10) \quad td_{\tilde{T}}z_{it} - (t-1)d_{\tilde{T}}z_{it-1} = d_{\tilde{T}}(tz_{it} - tz_{it-1} + z_{it}) \\ = d_{\tilde{T}}z_{it} = z_i$$

Daher folgt für die erweiterte Arbeitsnachfragefunktion

$$(11) \quad n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 td_{\tilde{T}}z_{it} + \varrho_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

nach Bildung der ersten Differenzen, dass

$$(12) \quad \Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta X_{it} + \alpha_3 z_i + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

Mit dieser von Nickell et al. (1992) eingeführten Transformation der Reorganisationsvariablen ist es dann möglich, auch die Auswirkungen einzelner organisatorischer Veränderungen auf das Beschäftigteniveau zu analysieren. Hier muss aber berücksichtigt werden, dass der Zeitpunkt der Reorganisation nicht weiter approximiert werden kann und die Angaben für den jeweiligen Befragungszeitraum nicht weiter variieren. Aus diesem Grund erscheint es angebracht, die beiden hier dargestellten und sich gegenseitig ergänzenden Ansätze zur Untersuchung der Auswirkungen organisatorischen Wandels gemeinsam heranzuziehen. Im Folgenden sollen daher die Schätzungen der Arbeitsnachfragefunktionen, bei denen Probit-Schätzungen vorgelagert sind, als *zweistufiger Ansatz* bezeichnet werden. Entsprechend wird mit dem *einstufigen Ansatz* die Bestimmung der betrieblichen Arbeitsnachfrage unter Verwendung der nach Nickell et al. (1992) „transformierten“ Reorganisations-Variablen bezeichnet.

## 4 Ergebnisse

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse der geschätzten Arbeitsnachfragefunktion auf Basis von Linked-Employer-Employee-Daten des IAB für den Zeitraum 1996 bis 2004 für Ost- und Westdeutschland. Für Betriebe in den beiden Regionen werden dabei auf Grund der unterschiedlich aufbereiteten Angaben zur betrieblichen Reorganisation jeweils drei Spezifikationen geschätzt. In der ersten sind keine Variablen zur betrieblichen Reorganisation enthalten, während dies bei den beiden anderen der Fall ist. Hier wird dann

zwischen der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Spezifikation II) und Arbeits- bzw. Produktionsstrukturveränderungen (Spezifikation III) unterschieden.

Zunächst sind die Ergebnisse für die westdeutschen Betriebe in allen drei Spezifikationen hinsichtlich ihres Vorzeichens, dem Signifikanzniveau und auch in ihrer Höhe sehr ähnlich. Hinsichtlich der im Zentrum der Untersuchung stehenden Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage zeigt sich bei der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme der theoretisch erwartete positive Effekt auf dem 1 %-Niveau. Gleiches gilt für die Durchführung von Arbeitsstrukturveränderungen in der dritten Spezifikation. Veränderungen in der Produktionsstruktur sind ebenfalls positiv, aber auf dem 5 %-Niveau signifikant. Bei der Interpretation der für die Reorganisationsvariablen geschätzten Parameter ist anzumerken, dass größere Betriebe auch eher eine höhere Neigung, ja sogar erst die Möglichkeiten zur Ergreifung dieser Maßnahmen besitzen können. Weiterhin gehen signifikant negative Effekte erstens von der logarithmierten durchschnittlichen Lohnsumme aus. Hohe Lohnkosten ziehen also, wie theoretisch erwartet wurde, eine geringere Nachfrage nach sich. Zweitens ist der geschätzte Parameter des Frauenanteils durchweg negativ auf dem 1 %-Niveau signifikant, was darauf hindeutet, dass Frauen relativ stärker in „kleineren“ Betrieben vertreten sind. Ein hohes Geschäftsvolumen ist beschäftigungsfördernd. Gleiches gilt in der ersten Spezifikation auf dem 10 %-Niveau auch noch für die Umsatzerwartungen und die Investitionssumme. Ein möglicher Größeneffekt ist in den ebenfalls positiven und signifikanten Koeffizienten der Beschäftigtenanzahl der Vorperiode zu erkennen. Unter Berücksichtigung der sich etwas unterscheidenden Werte in den drei Spezifikationen lässt sich hieraus eine Mediananpassung<sup>29</sup> von 5,72, 7,56 bzw. 7,90 Quartalen ableiten.

Die zu den Nachfragefunktionen der alten Bundesländer durchgeführten Tests bestätigen, dass sowohl die gewählte Methode als auch die Modellspezifika-

<sup>29</sup> Die Mediananpassung beschreibt die Zeit, die benötigt wird, bis die Hälfte der Anpassung an ein neues Beschäftigungsoptimum erreicht ist (Kölling 1998). Es soll also gelten, dass  $\alpha'_1 = 0,5 \Leftrightarrow t = \ln(0,5)/(\ln(\alpha_1))^{-1}$  (Hamermesh 1993). Da die verwendeten Daten jahresweise vorliegen, folgt für die Mediananpassung in Quartalen  $t^m$  schließlich, dass  $t^m = 4 \ln(0,5)/(\ln(\alpha_1))^{-1}$ . Eine Diskussion zur Messung und Interpretation der Anpassungsgeschwindigkeiten der Beschäftigung findet sich beispielsweise bei Kölling (1998). Funke et al. (1997) interpretieren den Wert  $(1 - \alpha_1)$  als den prozentualen Anteil der Anpassung, der im Zeitraum zwischen zwei Beobachtungen, hier also innerhalb eines Jahres erfolgt. Anderson (1993) sieht in diesem Wert die Wahrscheinlichkeit, dass das Betriebsoptimum erreicht wird.

Tabelle 1

**Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe**

(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,616*** (0,124)	0,693*** (0,112)	0,704*** (0,112)	0,674*** (0,094)	0,596*** (0,112)	0,649*** (0,107)
log. Geschäftsvolumen	0,334*** (0,106)	0,217*** (0,081)	0,184** (0,073)	0,264*** (0,076)	0,266*** (0,076)	0,214*** (0,067)
Umsatzerwartungen	0,014* (0,009)	0,006 (0,010)	-0,003 (0,012)	0,044*** (0,010)	0,007 (0,015)	0,005 (0,016)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,005** (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,008 (0,004)	-0,006 (0,003)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,196*** (0,063)	-0,169*** (0,055)	-0,142*** (0,049)	-0,319*** (0,080)	-0,326*** (0,077)	-0,290*** (0,073)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,002* (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)
Anteil Frauen	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002** (0,001)	0,001** (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,643*** (0,211)	—	—	0,815*** (0,224)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,454*** (0,152)	—	—	0,591*** (0,198)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,420** (0,173)	—	—	0,386*** (0,128)
Konstante	-2,945*** (1,067)	-1,853** (0,827)	-1,461** (0,734)	-1,615** (0,632)	-1,870*** (0,689)	-1,360** (0,588)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,850	0,572	0,773	0,311	0,303	0,278
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,874	0,989	0,799	0,356	0,359	0,341
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	7,075*** (1)	8,634** (2)	—	13,592*** (1)	26,950*** (2)
Anzahl Beobachtungen	2.608	2.608	2.608	2.116	2.116	2.116
Anzahl Betriebe	858	858	858	732	732	732

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

tion adäquat sind. Die Null-Hypothese des Durbin-Wu-Hausman-Tests kann abgelehnt werden. Der (Sargan-)Hansen-Test auf eine korrekte Spezifikation

wird nicht abgelehnt. Ebenso besteht in allen drei Spezifikationen annahmegemäß Autokorrelation erster, aber nicht zweiter Ordnung. Gleiches gilt

für die geschätzten Nachfragefunktionen der Betriebe in den ostdeutschen Ländern. Hier zeigt sich ein durchaus mit den Ergebnissen für Westdeutschland vergleichbares Bild. Eine Ausnahme bildet das vergleichsweise höhere Signifikanzniveau des für die Umsatzerwartungen geschätzten Parameters in der ersten Spezifikation. Insgesamt fallen die empirisch bestimmten z-Werte in den Schätzungen für Ostdeutschland relativ höher aus. So zeigen sich hier in den beiden entsprechenden Spezifikationen die auch für Westdeutschland gefundenen positiven Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels auf höchstem Signifikanzniveau. Die Mediananpassung liegt je nach geschätzter Variante bei 7,03, 5,36 bzw. 6,41 Quartalen und im Durchschnitt (Ost: 6,26 Quartale; West: 7,06 Quartale) somit etwas unterhalb der Werte für Westdeutschland. Es lassen sich also für beide Regionen kaum Unterschiede in der betrieblichen Arbeitsnachfrage feststellen. Koeffizienten wichtiger Kontrollgrößen ändern sich bei Erweiterung des Modells um Variablen, die die betriebliche Neigung zum Reorganisieren abbilden und in den bisherigen Ergebnissen durchweg auf positive Beschäftigungseffekte hinweisen, kaum.

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der getrennten Schätzungen zur betrieblichen Arbeitsnachfrage nach un- und angelernten Arbeitskräften. Da die abhängige Variable in den Schätzungen nun die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten in einem Betrieb ist, wird die logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten, also die Betriebsgröße, mit in die Schätzungen aufgenommen. Diese hat für Westdeutschland einen signifikant positiven Effekt auf die Nachfrage nach Un- und Angelernten, was auch für deren Anzahl in der Vorperiode gilt. Im Gegensatz zur Gesamtnachfrage (siehe Tabelle 1) geht vom Geschäftsvolumen und Frauenanteil kein signifikanter Effekt mehr aus. Die Lohnsumme ist wie auch der Anteil qualifizierter Beschäftigter mit einem negativen Vorzeichen signifikant auf dem 1 %-Niveau. Bei den verwendeten Reorganisationsvariablen ist weder ein negativer noch signifikanter Einfluss auf die betriebliche Arbeitsnachfrage festzustellen. Im Gegensatz hierzu wird für die Nachfragefunktionen der Betriebe in den neuen Bundesländern für alle Reorganisationsvariablen ein negatives Vorzeichen geschätzt. Hier finden sich auch schwach signifikante Effekte der Einführung mindestens einer Maßnahme auf die Arbeitsnachfrage. Der Durbin-Wu-Hausman-Test lässt erkennen, dass insgesamt in zwei Spezifikationen (Spezifikation II für West- und Spezifikation III für Ostdeutschland) die Endogenität der Reorganisationsvariablen bzw. deren Instrumentierung in Frage gestellt werden kann. Die Werte des (Sargan-)Hansen-Tests und des Tests auf Autokorrelation zweiter Ordnung entsprechen gerade noch auf dem 10 %-Ni-

veau den Anforderungen. Eine mögliche Ursache hierfür ist darin zu sehen, dass hier im Vergleich zu den in Tabelle 1 dargestellten Schätzungen der betrieblichen Gesamtnachfrage für Ostdeutschland nur 38 % der Betriebe eingehen, während es noch 59 % der Betriebe aus den alten Bundesländern sind. Diese Unterschiede in den Fallzahlen sind auf die verwendete Lohnvariable, also der durchschnittlichen Lohnsumme pro Un- und Angelernten eines Betriebes zu sehen. Dieser Wert kann also genau dann nicht berechnet werden, wenn der Betrieb keine Un- und Angelernten beschäftigt. Zu beachten ist dabei, dass die Beschäftigtenangaben aus denen der Bundesagentur für Arbeit zur Verfügung stehenden Sozialversicherungsdaten stammen. Ein nicht meldepflichtiges Beschäftigungsverhältnis kann damit also auch nicht beobachtet werden. Zudem sind geringfügig Beschäftigte nicht im Datensatz enthalten.

Ein Blick auf die in Tabelle 3 enthaltenen Ergebnisse zu den Schätzungen der betrieblichen Arbeitsnachfrage nach qualifizierten Beschäftigten zeigt, dass die Verwendung der auf die Qualifikationsgruppe bezogenen Durchschnittslöhne zu keiner nennenswerten Veränderung in der Anzahl der Beschäftigten führt. Größtenteils zeigen sich nur wenige Unterschiede zu den in Tabelle 1 dargestellten Schätzungen der Gesamtnachfrage. Für Westdeutschland ist der geschätzte Koeffizient der Lohnvariablen in allen Spezifikationen zwar negativ, aber nicht mehr signifikant. Unabhängig vom Standort der Betriebe ist die Anzahl der qualifizierten Beschäftigten in der Vorperiode, das Geschäftsvolumen und die über die Anzahl aller Beschäftigten erfasste Betriebsgröße positiv signifikant. Vom Frauenanteil geht ein insgesamt signifikant negativer Effekt auf die Beschäftigung von qualifizierten Arbeitnehmern aus. Wie auch schon in den Schätzungen zur Gesamtnachfrage erkennbar, haben die Umsatzerwartungen der ostdeutschen Betriebe einen wichtigen Einfluss auf die Arbeitsnachfrage. Hinsichtlich der Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage nach qualifizierten Beschäftigten ist für die neuen Bundesländer ein positiver, aber nur für die Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme signifikanter Effekt zu erkennen. Die für Westdeutschland bestimmten Koeffizienten sind positiv und auf dem 1 %- bzw. 5 %-Niveau signifikant. Damit zeigen sich also für beide Regionen positive Effekte organisatorischen Wandels auf das Beschäftigungsniveau qualifizierter Arbeitnehmer. Besonders interessant sind diese Ergebnisse auch deshalb, weil in den Schätzungen für die Betriebsgröße kontrolliert wird. Ein reiner Größeneffekt ist damit also auszuschließen. Die Tests auf Autokorrelation zweiter Ordnung in den Schätzungen für ostdeutsche Betriebe lassen eine sol-

Tabelle 2

**Nachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten**

(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anz. Un- und Angelernter (Vorperiode)	0,607*** (0,154)	0,599*** (0,150)	0,576*** (0,149)	0,338** (0,137)	0,344** (0,135)	0,336** (0,131)
log. Geschäftsvolumen	0,012 (0,011)	0,012 (0,011)	0,011 (0,012)	-0,003 (0,028)	0,004 (0,028)	0,003 (0,029)
Umsatzerwartungen	0,003 (0,007)	0,002 (0,007)	-0,002 (0,007)	-0,007 (0,021)	0,001 (0,019)	-0,000 (0,020)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,008 (0,006)	0,010* (0,006)	0,010 (0,006)
log. Lohnsumme pro Un- und Angelernten	-0,086*** (0,033)	-0,087*** (0,033)	-0,090*** (0,033)	-0,239*** (0,062)	-0,243*** (0,064)	-0,241*** (0,063)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,339** (0,139)	0,342** (0,137)	0,353*** (0,134)	0,324*** (0,075)	0,338*** (0,077)	0,340*** (0,075)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,014*** (0,005)	-0,014*** (0,005)	-0,015*** (0,005)	-0,022*** (0,005)	-0,022*** (0,005)	-0,022*** (0,004)
Anteil Frauen	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,005)	-0,001 (0,005)	0,000 (0,005)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,044 (0,055)	—	—	-0,268* (0,137)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,061 (0,074)	—	—	-0,130 (0,129)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,099 (0,083)	—	—	-0,071 (0,127)
Konstante	0,351** (0,166)	0,355** (0,163)	0,414*** (0,154)	1,786*** (0,421)	1,804*** (0,419)	1,754*** (0,426)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,269	0,279	0,282	0,071	0,091	0,067
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,002	0,003	0,002
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,470	0,480	0,453	0,062	0,089	0,079
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	1,112 (1)	11,082*** (2)	—	15,289*** (1)	0,778 (2)
Anzahl Beobachtungen	1.570	1.570	1.570	761	761	761
Anzahl Betriebe	503	503	503	276	276	276

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Un- und Angelernten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 3

**Nachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten**

(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anz. qual. Beschäftigter (Vorperiode)	0,475*** (0,156)	0,459*** (0,156)	0,429*** (0,150)	0,546*** (0,111)	0,531*** (0,113)	0,540*** (0,115)
log. Geschäftsvolumen	0,045*** (0,017)	0,045** (0,017)	0,045*** (0,016)	0,035*** (0,012)	0,035*** (0,012)	0,038*** (0,012)
Umsatzerwartungen	0,004 (0,006)	0,002 (0,006)	-0,002 (0,006)	0,018*** (0,007)	0,014** (0,007)	0,015** (0,007)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro qual. Beschäftigten	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,010** (0,005)	-0,009** (0,004)	-0,009** (0,005)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,478*** (0,139)	0,484*** (0,138)	0,499*** (0,130)	0,400*** (0,100)	0,405*** (0,102)	0,399*** (0,102)
Anteil Un- und Angelernter	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,002)
Anteil Frauen	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,000)	0,000 (0,002)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,081** (0,037)	—	—	0,094** (0,040)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,135*** (0,047)	—	—	0,054 (0,040)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,097** (0,046)	—	—	0,037 (0,033)
Konstante	-0,669*** (0,220)	-0,676*** (0,221)	-0,657*** (0,204)	-0,356*** (0,134)	-0,376*** (0,138)	-0,352*** (0,134)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,140	0,153	0,112	0,241	0,232	0,252
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,937	0,914	0,919	0,086	0,076	0,078
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	137,343*** (1)	30,242*** (2)	—	10,153*** (1)	14,442*** (2)
Anzahl Beobachtungen	2.567	2.567	2.567	2.099	2.099	2.099
Anzahl Betriebe	841	841	841	726	726	726

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der qualifizierten Beschäftigten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

che auf dem noch vertretbaren 10 %-Niveau vermuten, während alle weiteren Prüfgrößen die Ergebnisse deutlicher stützen.

In den Tabellen 4 bis 9 sind die Ergebnisse der Nachfrageschätzungen auf Basis des einstufigen Ansatzes zu finden. Da dieses Vorgehen eine differenzierte Betrachtung organisatorischer Veränderungen ermöglicht, finden sich in jeder der folgenden Tabellen fünf Spezifikationen, die unterschiedliche Aggregationsstufen der Reorganisationsmaßnahmen wiedergeben. Die Ergebnisse zur Gesamtnachfrage westdeutscher Betriebe sind in Tabelle 4 zu finden. Hier zeigt sich ein durchaus mit den Ergebnissen des zweistufigen Ansatzes vergleichbares Bild, so dass diese bestätigt werden können. Ausnahme bildet lediglich der sich nun deutlich zeigende positive Effekt des erwarteten Umsatzes. Bei den hier ebenfalls zusammengefassten Maßnahmen in den Spezifikationen I und II sind wie auch in Tabelle 1 signifikante Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage zu erkennen. Eine genauere Betrachtung der Einzelmaßnahmen zeigt gleichgerichtete Effekte, die mindestens auf dem 5 %-Niveau signifikant sind, bei der Reorganisation von Abteilungen, der Einführung von Gruppenarbeit, einem erhöhten Zukauf von Produkten und Leistungen und letztlich bei Verbesserungen der Qualitätssicherung. Der geschätzte Koeffizient einer vermehrten Eigenfertigung/Eigenleistung ist bei der simultanen Betrachtung aller Einzelmaßnahmen (Spezifikation V) noch schwach positiv signifikant.

Die in Tabelle 5 dargestellten Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten lassen im Vergleich zu den korrespondierenden Resultaten des zweistufigen Ansatzes (Tabelle 2) keine Unterschiede bei den signifikanten Variablen, die sich nicht auf organisatorische Veränderungen beziehen, erkennen. Bei den betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen zeigt sich hier jedoch ein auf dem 5 %-Niveau negativ signifikanter Beschäftigungseffekt bei den zusammengefassten Arbeitsstrukturveränderungen in der zweiten Spezifikation. Die isolierte Betrachtung dieser vier Maßnahmen offenbart, dass Gleiches für die Reorganisation von Abteilungen gilt, während ein schwach signifikanter positiver Effekt auf dem 10 %-Niveau von der Gruppenarbeit ausgeht. Im Modell mit allen Einzelmaßnahmen bleiben diese Signifikanzen allerdings nicht erhalten. Des Weiteren kann an dieser Stelle nicht genau gesagt werden, ob die Beschäftigungseffekte der Reorganisation von Abteilungen die der Einführung von Gruppenarbeit derart überlagern, dass die insgesamt aufgezeigten negativen Effekte der Arbeitsstrukturveränderungen (Spezifikation II) auf diese Weise er-

klärt werden können. Der positive Nachfrageeffekt bei der Gruppenarbeit kann durch eine mögliche Übernahme einfacher Tätigkeiten durch Un- und Angelernte innerhalb der Gruppe erklärt werden, so dass komplementäre Vorteile besser qualifizierter Mitarbeiter stärker genutzt werden können.

Tabelle 6 enthält die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Nachfragefunktionen westdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten. Auch hier finden sich in Bezug auf den zweistufigen Ansatz vergleichbare Resultate. Bei den Variablen, die sich nicht auf die betriebliche Reorganisation beziehen, sind keine Unterschiede festzustellen. Im Gegensatz zum zweistufigen Ansatz finden sich in den ersten beiden Spezifikationen zwar keine signifikanten Effekte organisatorischen Wandels, diese zeigen sich dabei aber auf hohen Signifikanzniveaus bei der Reorganisation von Abteilungen und dem erhöhten Zukauf von Produkten und Dienstleistungen. Im Vergleich mit den Ergebnissen aus Tabelle 5 kann so der Schluss gezogen werden, dass besonders die betriebliche Reorganisation von Abteilungen nicht qualifikationsneutral erfolgt. Auch wenn auf Grund der Datenlage keine genaueren Informationen darüber vorliegen, auf welchem Wege genau sich diese Reorganisation vollzieht, könnten hier Schließungen oder Zusammenlegungen von Abteilungen zur Erklärung herangezogen werden. Führen diese Maßnahmen so zu einer Erhöhung des Aufgabenspektrums bzw. komplexeren, weniger arbeitsteiligen Tätigkeitsfeldern, kann der Bedarf der Betriebe an qualifizierten Beschäftigten zu Lasten Un- und Angelernter steigen.

Die Tabellen 7 bis 9 enthalten die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen für die ostdeutschen Betriebe. Wie auch für Westdeutschland zeigen sich hier im Vergleich zum zweistufigen Verfahren insgesamt keine wesentlichen Unterschiede in Bezug auf die Variablen, die sich nicht auf die betriebliche Reorganisation beziehen. Die Schätzungen zur Gesamtnachfrage (Tabelle 7) zeigen bei den zusammengefassten Reorganisationsvariablen überwiegend auf dem 5 %-Niveau signifikante, positive Beschäftigungseffekte. Die Betrachtung der Einzelmaßnahmen liefert hier aber nur signifikante Effekte für die Reorganisation von Abteilungen und Verbesserungen in der Qualitätssicherung (Spezifikationen III bis V). Im Gegensatz zu den Ergebnissen westdeutscher Betriebe ist hier also der geschätzte Koeffizient der Gruppenarbeit nicht signifikant.

Bei der einstufig geschätzten Nachfrage ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten zeigen sich in Tabelle 8 negative Auswirkungen auf deren Beschäftigungsniveau durch die Einführung mindestens ei-



Tabelle 4

**Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,672*** (0,106)	0,833*** (0,061)	0,849*** (0,029)	0,886*** (0,035)	0,879*** (0,027)
log. Geschäftsvolumen	0,283*** (0,092)	0,143*** (0,052)	0,126*** (0,006)	0,100*** (0,030)	0,102*** (0,024)
Umsatzerwartungen	0,013* (0,008)	0,018*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,015*** (0,005)	0,020*** (0,006)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,144*** (0,053)	-0,127*** (0,034)	-0,117*** (0,029)	-0,107*** (0,026)	-0,102*** (0,026)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001** (0,000)
Anteil Frauen	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,001)	0,000 (0,003)	0,000 (0,0000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,022** (0,009)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,015** (0,008)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,017*** (0,007)	—	0,011** (0,005)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,006 (0,005)	—	0,002 (0,005)
Gruppenarbeit	—	—	0,012** (0,006)	—	0,011** (0,005)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,000 (0,006)	—	-0,003 (0,005)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,011* (0,006)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,009* (0,005)	0,010** (0,005)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,007 (0,006)	0,010* (0,006)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,003 (0,004)	-0,001 (0,004)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,011** (0,005)	0,005 (0,005)
Konstante	-2,591*** (0,919)	-1,083** (0,506)	-0,903*** (0,253)	-0,703** (0,297)	-0,720*** (0,240)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,444	0,300	0,886	0,354	0,904
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,905	0,903	0,871	0,796	0,821
Anzahl Beobachtungen	2.608	2.608	2.608	2.608	2.608
Anzahl Betriebe	858	858	858	858	858

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl xtabond2 in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 5

**Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,658*** (0,140)	0,587*** (0,110)	0,756*** (0,074)	0,540*** (0,080)	0,717*** (0,062)
log. Geschäftsvolumen	0,013 (0,012)	0,017 (0,012)	0,010 (0,011)	0,014 (0,015)	0,013 (0,012)
Umsatzerwartungen	0,007 (0,007)	0,007 (0,007)	0,015** (0,007)	0,007 (0,008)	0,015** (0,007)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,004* (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,004* (0,003)	0,004* (0,002)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,076** (0,034)	-0,079** (0,032)	-0,056** (0,021)	-0,114*** (0,030)	-0,090*** (0,022)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,292** (0,127)	0,355*** (0,101)	0,199*** (0,067)	0,386*** (0,077)	0,225*** (0,058)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,012** (0,005)	-0,014*** (0,004)	-0,009*** (0,003)	-0,015*** (0,003)	-0,010*** (0,002)
Anteil Frauen	0,002 (0,002)	0,003** (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	-0,007 (0,009)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	-0,020** (0,009)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	-0,011* (0,007)	—	-0,012 (0,009)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,002 (0,006)	—	0,000 (0,008)
Gruppenarbeit	—	—	0,016** (0,007)	—	0,012 (0,008)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,007 (0,007)	—	-0,009 (0,010)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,014 (0,10)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,009 (0,008)	0,010 (0,008)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,004 (0,010)	0,005 (0,008)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,009 (0,008)	0,009 (0,007)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	-0,002 (0,009)	0,002 (0,008)
Konstante	0,287 (0,180)	0,298* (0,169)	0,225* (0,134)	0,447** (0,200)	0,240* (0,142)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,302	0,612	0,572	0,719	0,401
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,473	0,367	0,496	0,406	0,461
Anzahl Beobachtungen	1.570	1.570	1.570	1.570	1.570
Anzahl Betriebe	503	503	503	503	503

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl xtabond2 in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Un- und Angelernten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 6

**Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,462*** (0,125)	0,550*** (0,091)	0,546*** (0,070)	0,564*** (0,071)	0,615*** (0,055)
log. Geschäftsvolumen	0,046*** (0,014)	0,038*** (0,011)	0,040*** (0,009)	0,042*** (0,010)	0,029*** (0,009)
Umsatzerwartungen	0,003 (0,005)	0,007* (0,004)	0,008* (0,004)	0,006 (0,004)	0,008* (0,004)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,002)
log. Anz. aller Beschäftigten	-0,489*** (0,112)	0,409*** (0,082)	0,410*** (0,065)	0,390*** (0,065)	0,351*** (0,052)
Anteil Un- und Angelernter	-0,008*** (0,002)	-0,006*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,006*** (0,001)	-0,006*** (0,001)
Anteil Frauen	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001* (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,004 (0,005)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,008 (0,005)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,012*** (0,004)	—	0,009** (0,004)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	-0,001 (0,004)	—	-0,003 (0,004)
Gruppenarbeit	—	—	0,007 (0,004)	—	0,006 (0,004)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,005 (0,005)	—	-0,006 (0,005)
Produktionsstrukturveränderungen	—	-0,001 (0,005)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,013*** (0,005)	0,009** (0,004)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	-0,006 (0,007)	-0,004 (0,006)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,003 (0,004)	0,004 (0,004)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,001 (0,004)	-0,002 (0,004)
Konstante	-0,688*** (0,180)	-0,540*** (0,142)	-0,598*** (0,111)	-0,600*** (0,122)	-0,447*** (0,106)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,263	0,273	0,538	0,379	0,469
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,906	0,999	0,986	0,979	0,907
Anzahl Beobachtungen	2.567	2.567	2.567	2.567	2.567
Anzahl Betriebe	841	841	841	841	841

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der qualifizierten Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 7

**Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,687*** (0,096)	0,670*** (0,098)	0,681*** (0,094)	0,692*** (0,097)	0,682*** (0,098)
log. Geschäftsvolumen	0,249*** (0,078)	0,261*** (0,080)	0,255*** (0,076)	0,245*** (0,079)	0,251*** (0,079)
Umsatzerwartungen	0,040*** (0,010)	0,039*** (0,010)	0,043*** (0,009)	0,041*** (0,010)	0,041*** (0,010)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,000 (0,002)	0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,311*** (0,082)	-0,318*** (0,082)	-0,320*** (0,081)	-0,308*** (0,082)	-0,321*** (0,084)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Anteil Frauen	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,030** (0,013)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,026** (0,012)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,035** (0,018)	—	0,033* (0,018)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,003 (0,016)	—	0,002 (0,017)
Gruppenarbeit	—	—	0,027 (0,020)	—	0,026 (0,020)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	0,003 (0,022)	—	0,002 (0,023)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,020* (0,011)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,000 (0,017)	-0,001 (0,017)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	-0,009 (0,015)	-0,013 (0,015)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	-0,008 (0,013)	-0,016 (0,013)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,030** (0,014)	0,028** (0,013)
Konstante	-1,486** (0,0638)	-1,589** (0,653)	-1,532** (0,625)	-1,432** (0,641)	-1,460** (0,639)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,232	0,288	0,302	0,212	0,236
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,316	0,322	0,293	0,343	0,296
Anzahl Beobachtungen	2.116	2.116	2.116	2.116	2.116
Anzahl Betriebe	732	732	732	732	732

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 8

**Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,306*** (0,094)	0,348*** (0,085)	0,558*** (0,079)	0,442*** (0,068)	0,517*** (0,058)
log. Geschäftsvolumen	-0,001 (0,028)	0,004 (0,025)	0,004 (0,020)	0,002 (0,024)	0,003 (0,020)
Umsatzerwartungen	-0,007 (0,019)	0,005 (0,017)	0,015 (0,014)	0,012 (0,016)	0,007 (0,015)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,011 (0,007)	0,006 (0,007)	0,006 (0,004)	0,004 (0,005)	0,006 (0,005)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,239*** (0,049)	-0,199*** (0,049)	-0,180*** (0,049)	-0,228*** (0,040)	-0,207*** (0,041)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,344*** (0,062)	0,329*** (0,051)	0,203*** (0,055)	0,263*** (0,045)	0,227*** (0,035)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,025*** (0,004)	-0,024*** (0,004)	-0,015*** (0,003)	-0,019*** (0,003)	-0,017*** (0,003)
Anteil Frauen	-0,001 (0,004)	0,000 (0,003)	0,001 (0,005)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	-0,005 (0,016)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	-0,035** (0,017)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	-0,027 (0,020)	—	-0,033* (0,020)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	-0,005 (0,017)	—	0,009 (0,020)
Gruppenarbeit	—	—	0,016 (0,042)	—	0,012 (0,041)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	0,028 (0,033)	—	0,035 (0,031)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,004 (0,017)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	-0,005 (0,020)	-0,003 (0,018)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	-0,000 (0,027)	0,014 (0,021)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,021 (0,020)	0,024 (0,020)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	-0,013 (0,016)	-0,009 (0,016)
Konstante	2,049*** (0,422)	1,920*** (0,359)	1,157*** (0,316)	1,167*** (0,357)	1,362*** (0,314)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	Ja
Hansen-Test	0,403	0,492	0,562	0,374	1,000
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,002	0,003	0,004	0,002	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,060	0,054	0,080	0,053	0,076
Anzahl Beobachtungen	761	761	761	761	761
Anzahl Betriebe	276	276	276	276	276

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Un- und Angelernten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle 9

**Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten**

(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,591*** (0,103)	0,535*** (0,093)	0,541*** (0,069)	0,422*** (0,083)	0,542*** (0,066)
log. Geschäftsvolumen	0,027** (0,011)	0,031*** (0,009)	0,034*** (0,009)	0,040*** (0,010)	0,035*** (0,008)
Umsatzerwartungen	0,017*** (0,007)	0,016*** (0,006)	0,015** (0,006)	0,017*** (0,006)	0,018*** (0,006)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,010** (0,005)	-0,010** (0,005)	-0,008* (0,001)	-0,009* (0,006)	-0,009* (0,005)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,366*** (0,094)	0,417*** (0,087)	0,406*** (0,063)	0,514*** (0,075)	0,400*** (0,061)
Anteil Un- und Angelernter	-0,007*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,001)	-0,010*** (0,002)	-0,008*** (0,002)
Anteil Frauen	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,69e-06 (0,001)	-3,57e-06 (0,000)	3,05e-06 (0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	-0,000 (0,005)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,000 (0,005)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,010* (0,006)	—	0,012** (0,006)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,004 (0,007)	—	0,004 (0,007)
Gruppenarbeit	—	—	-0,008 (0,009)	—	-0,014 (0,009)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,007 (0,014)	—	-0,015 (0,016)
Produktionsstrukturveränderungen	—	-0,000 (0,005)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,002 (0,008)	0,002 (0,008)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,004 (0,008)	0,004 (0,008)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,001 (0,005)	0,001 (0,006)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,001 (0,006)	0,005 (0,006)
Konstante	-0,277** (0,118)	-0,341*** (0,093)	-0,370*** (0,096)	-0,450*** (0,105)	-0,358*** (0,091)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,648	0,427	0,784	0,332	0,441
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,104	0,102	0,076	0,091	0,074
Anzahl Beobachtungen	2.099	2.099	2.099	2.099	2.099
Anzahl Betriebe	726	726	726	726	726

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der qualifizierten Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

ner Arbeitsstrukturveränderung auf dem 5 %-Niveau (Spezifikation II). Bei Betrachtung aller Einzelmaßnahmen bleiben diese, wenn auch schwach signifikant, bei der Reorganisation von Abteilungen erhalten. Die geschätzten Koeffizienten der übrigen Reorganisationsvariablen sind nicht weiter signifikant. Im Vergleich mit den zweistufigen Schätzergebnissen in Tabelle 2 zeigt sich auch hier Autokorrelation zweiter Ordnung auf dem 10 %-Niveau.

Tabelle 9 enthält schließlich die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Nachfrage ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten. In Bezug auf die Beschäftigungswirkungen organisatorischer Änderungen finden sich hier nur bei der Reorganisation von Abteilungen positive, auf dem 5 %- (Spezifikation V) bzw. 10 %-Niveau (Spezifikation III) signifikante Koeffizienten. Alle weiteren Ergebnisse sind mit denen der zweistufigen Schätzung vergleichbar. Insgesamt zeigt sich ein mit den Ergebnissen für Westdeutschland vergleichbares Bild.

## 5 Zusammenfassung und Ausblick

Der vorliegende Beitrag untersucht die Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage. Betriebliche Reorganisationsmaßnahmen können die Wettbewerbsfähigkeit eines Unternehmens verbessern. Bereits vorliegende Untersuchungen zu den Produktivitätswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen belegen, dass deren Beschäftigungswirkungen im Falle einer nachhaltigen Verbesserung der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit insgesamt positiv sind. Allerdings sind die damit verbundenen Nachfrageeffekte in ihrer Wirkungsrichtung theoretisch nicht eindeutig bestimmbar. Verschiedene in den letzten Jahrzehnten durchgeführte Studien kommen zu dem Ergebnis, dass sich diese Veränderungen v. a. zu Lasten der Un- und Angelernten vollziehen.

Vor diesem Hintergrund werden dynamische Arbeitsnachfragefunktionen mit der verallgemeinerten Methode der Momente (GMM) auf Basis von Linked-Employer-Employee-Daten des IAB für den Zeitraum von 1996 bis einschließlich 2004 geschätzt. Die Informationen zu den von den Betrieben durchgeführten Reorganisationsmaßnahmen stammen aus den Wellen 1998, 2001 und 2004 des IAB-Betriebspanels und beziehen sich jeweils auf einen Zeitraum von zwei Jahren. Die einzelnen Maßnahmen werden zu Arbeits- und Produktionsstrukturveränderungen zusammengefasst. Ein weiterer Indikator gibt an, ob der Betrieb mindestens eine Reorganisationsmaßnahme eingeführt hat. Diese Angaben zur Ein-

führung bestimmter Reorganisationsmaßnahmen werden anschließend durch Probit-Schätzungen instrumentiert, um einerseits dem hier zu Grunde liegenden betrieblichen Entscheidungsprozess in der multivariaten Analyse Rechnung zu tragen. Andererseits sollen so fehlende Informationen zum genauen Einführungszeitpunkt der organisatorischen Änderungen kompensiert werden. In einem weiteren, einstufigen Ansatz werden in Anlehnung an die Arbeit von Nickell et al. (1992) die im Datensatz verfügbaren Betriebsangaben zu den organisatorischen Änderungen so „aufbereitet“, dass auch eine Betrachtung von einzelnen Reorganisationsmaßnahmen möglich wird.

Diese Analysen zeigen, dass sich betriebliche Reorganisationsmaßnahmen insgesamt positiv auf die Arbeitsnachfrage deutscher Betriebe im Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewirkt haben. Die empirische Evidenz stützt zudem die Hypothese des qualifikationsverzerrten organisatorischen Wandels (skill-bias). Im Vergleich verschiedener Einzelmaßnahmen wird für West- wie für Ostdeutschland deutlich, dass insbesondere die Reorganisation von Abteilungen adverse Beschäftigungseffekte zu Lasten Un- und Angelernter zeitigt. Allerdings scheinen sich nicht alle hier untersuchten Reorganisationsmaßnahmen gleichgerichtet auf die Beschäftigung einzelner Qualifikationsgruppen auszuwirken. So finden sich Hinweise darauf, dass die Einführung von Gruppenarbeit sich durchaus positiv auf das Beschäftigungsniveau Un- und Angelernter auswirken kann.

Neben diesen Wechselwirkungen einzelner Maßnahmen sollte in der weiteren Forschung bei der Spezifikation des empirischen Modells der Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften berücksichtigt werden, dass ein bestimmtes, im Umfeld betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen erforderlich werdendes Qualifikationsniveau der Belegschaft u. U. auch durch (inner-)betriebliche Weiterbildungsmaßnahmen erreicht werden kann (Gerlach et al. 2002). Auf diese Weise kann die Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften, besonders dann, wenn diese an formalen Kriterien gemessen wird, gedämpft werden. Entsprechend sollten sich also auch keine bzw. schwächere negative Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels für Un- und Angelernte zeigen. Allerdings sind auch die Kosten der Weiterbildung eine wichtige Determinante im betrieblichen Entscheidungsprozess. Informationen zur betrieblichen Weiterbildung liegen jedoch nur in jeder zweiten Welle des IAB-Betriebspanels vor. Hinzu kommt, dass die Verdrängung Un- und Angelernter nicht allein durch Nachfrageveränderungen, sondern auch in Zusammenhang mit einer Angebotsverschiebung zu Gunsten qualifizierter Erwerbspersonen erklärt werden kann (Pierrard/Sneessens 2003).

## Literatur

- Acemoglu, D. (2002): Technical Change, Inequality, and the Labor Market. In: *Journal of Economic Literature* 40 (1), 7–72.
- Alda, H./Bellmann, L. (2002): Organisatorische Änderungen und betriebliche Beschäftigungs- und Qualifikationseffekte 1999–2001. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 35, 523–545.
- Alda, H./Bender, S./Gartner, H. (2005): The Linked Employer-Employee Dataset of the IAB (LIAB). IAB Discussion Paper No. 6/2005.
- Anderson, P. M. (1993): Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms. In: *The Quarterly Journal of Economics* 108 (4), 1015–1042.
- Arellano, M./Bond, S. (1991): Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. In: *Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Arellano, M./Bover, O. (1995): Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. In: *Journal of Econometrics* 68: 29–51.
- Baron, J. N./Kreps, D. M. (1999): *Strategic Human Resources, Frameworks for General Managers*. New York et al.
- Bauer, T. K. (2003): Flexible Workplace Practices and Labor Productivity. IZA Discussion Paper No. 700. Bonn.
- Bauer, T. K./Bender, S. (2004): Technological Change, Organizational Change, and Job Turnover. In: *Labour Economics* 11, 295–291.
- Bauer, T. K./Bender, S. (2002): Technological Change, Organizational Change, and Job Turnover. IZA Discussion Paper No. 700.
- Beckmann, M. (2000): Unternehmenspolitik, Managerkontrolle und Personalabbau in Deutschland. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 33 (4), 594–608.
- Bellmann, L. (2002): Das IAB-Betriebspanel: Konzeption und Anwendungsbereiche. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 86, 177–188.
- Bellmann, L./Caliendo, M./Hujer, R./Radić, D. (2002): Beschäftigungswirkungen des technisch-organisatorischen Wandels: Eine mikroökometrische Analyse mit dem Linked IAB-Panel. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 35, 297–314.
- Bellmann, L./Kölling, A. (1997): Technology, Wages and Churning in Western Germany. In: Laaksonen, S. (Hrsg.): *The Evolution of Firms and Industries, Proceedings of the International Conference on Comparative Analysis of Enterprise Data, Statistics Finland 1997*, 417–429.
- Bellmann, L./Kohaut, S. (1999): Betriebliche Beschäftigungsentwicklung und Innovationsaktivitäten. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 32 (4), 416–422.
- Bellmann, L./Schank, T. (2000): Innovations, Wages and Demand for Heterogeneous Labor: New Evidence from a Matched Employer-Employee-Dataset. IAB Discussion Paper No. 6.
- Bender, S./Hilzendegen, J./Rohwer, G./Rudolph, H. (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. In: *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* Nr. 197. Nürnberg.
- Black, S. E./Lynch, L. M. (2001): Do “High Performance” Work Practices Improve Establishment-Level Outcomes? In: *Industrial and Labor Relations Review* 54 (4), 737–775.
- Black, S. E./Lynch, L. M. (2000): What’s Driving the New Economy: The Benefits of Workplace Innovation. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7479. Cambridge, MA.
- Black, S. E./Lynch, L. M. (1997): How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6120. Cambridge, MA.
- Black, S. E./Lynch, L. M. (1996): Human-Capital Investments and Productivity. In: *AEA Papers and Proceedings* 86, 263–267.
- Blundell, R./Bond, S. (1998): Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. In: *Journal of Econometrics* 87, 115–143.
- Bresnahan, T. F. (2002): Prospects for an Information-Technology-Led Productivity Surge. In: *Innovation Policy and the Economy* 2, 135–161.
- Bresnahan, T. F. (1999): Computerization and Wage Dispersion: An Analytical Reinterpretation. In: *The Economic Journal* 109, F390–F415.
- Bresnahan, T. F./Brynjolfsson, E./Hitt, L. M. (2002): Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence. In: *The Quarterly Journal of Economics* 117 (1), 339–376.
- Capelli, P./Neumark, D. (1999): Do “High Performance” Work Practices Improve Establishment-Level Outcomes? National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7374. Cambridge, MA.
- Caroli, E./van Reenen, J. (2001): Skill-Biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments. In: *The Quarterly Journal of Economics* 116, 1449–1492.
- Carstensen, V./Brand, R. (1999): Arbeitsplatzdynamik unter Berücksichtigung von Human-Resource-Management-Systemen. In: Bellmann, L./Kohaut, S./Lahner, M. (Hrsg.): *Zur Entwicklung von Lohn und Beschäftigung auf der Basis von Betriebs- und Unternehmensdaten. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 220. Nürnberg, 123–161.



- Chillemi, O./Gui, B. (1997): Team Human Capital and Worker Mobility. In: *Journal of Labor Economics* 15, 567–587.
- Cramer, U. (1985): Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 69, 56–68.
- Cramer, U./Majer, W. (1991): Ist die Beschäftigtenstatistik revisionsbedürftig?. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 24 (1), 81–90.
- Chennels, L./van Reenen, J. (1999): Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Economic Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs, The Institute for Fiscal Studies, Working Paper 99/27.
- De Groot, H. L. F. (1998): Macroeconomic Consequences of Outsourcing. Mimeo, Tilburg University.
- Falk, M. (2001): Organisational Change, New Information and Communication Technologies and the Demand for Labor in Services, ZEW Discussion Paper No. 01–25.
- Flaig, G./Rottmann, H. (1999): Direkte und indirekte Beschäftigungseffekte von Innovationen – eine empirische Paneldatenanalyse für Unternehmen des westdeutschen verarbeitenden Gewerbes. In: Bellmann, L./Steiner, V. (Hrsg.): *Panelanalysen zu Lohnstruktur, Qualifikation und Beschäftigungsdynamik. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* Nr. 229. Nürnberg, 149–166.
- Flecker, J./Kirschenhofer, S. (2003): IT verleiht Flügel? Aktuelle Tendenzen der räumlichen Verlagerung von Arbeit, ITA-Manuskript ITA-03–01.
- Frick, B. (2002): “High Performance Work Practices” und betriebliche Mitbestimmung: Komplementär oder substitutiv? Empirische Befunde für den deutschen Maschinenbau. In: *Industrielle Beziehungen* 9 (1), 2002, 79–102.
- Funke, M./Maurer, W./Siddiqui S./Strulik, H. (1997): The Employment-Financing Nexus: Evidence from a Panel of West German Firms. Hamburg University, Department of Economics.
- Funder, M. (1999): Paradoxien der Reorganisation: Eine empirische Studie strategischer Dezentralisierung von Konzernunternehmungen und ihrer Auswirkung auf Mitbestimmung und industrielle Beziehungen. München und Mering: Hampp Verlag.
- Gerlach, K./Hübler, O./Meyer, W. (2002): Investitionen, Weiterbildung und betriebliche Reorganisation. In: *Mitteilungen zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 35 (4), 546–565.
- Hübler, O. (1989): *Ökonometrie*. Fischer: Stuttgart/New York.
- Hamermesh, D. S. (1993): *Labor Demand*. Princeton NJ.
- Hujer, R./Caliendo, M./Radic, D. (2002): Skill Biased Technological and Organizational Change: Estimating a Mixed Simultaneous Equation Model Using the IAB Establishment Panel, IZA Discussiopaper No. 566. Bonn.
- Ichniowski, C./Shaw, K. (2003): Beyond Incentive Pay: Insiders’ Estimates of the Value Complementary Human Resource Management Practices. In: *Journal of Economic Perspectives* 17 (1), 155–180.
- Ichniowski, C./Shaw, K./Prennushi, G. (1997): The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines. In: *American Economic Review* 87, 291–313.
- Itoh, H. (1994): Job Design, Delegation and Cooperation: A Principal-Agent Analysis. In: *European Economic Review*, 38 (3–4), 691–700.
- Jirjahn, U. (1998): *Effizienzwirkungen von Erfolgsbeteiligung und Partizipation: Eine mikroökonomische Analyse*. Frankfurt/Main, New York: Campus Verlag.
- Jost, P.-J. (2001): Der Transaktionskostenansatz im Unternehmenskontext. In: Jost, P.-J. (Hrsg.): *Der Transaktionskostenansatz in der Betriebswirtschaftslehre*. Stuttgart, 9–33.
- Jost, P.-J./Webers, S. (2001): Humankapitalinvestitionen und die Delegation von Entscheidungen. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 71 (2), 183–201.
- Kölling, A. (1998): Anpassungen auf dem Arbeitsmarkt: Eine Analyse der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland. *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 217. Nürnberg.
- Kölling, A./Möller, I. (2002): Betriebliche Determinanten innovativer work practices und ihre Auswirkungen auf die Beschäftigtenstruktur. In: Bellmann, L., Kölling, A. (Hrsg.): *Betriebliche Reorganisation und Fachkräftebedarf, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 257. Nürnberg, 173–198.
- Kölling, A./Schank, T. (2002): Skill-Biased Technological Change, International Trade and the Wage Structure, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl Volkswirtschaftslehre/Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, Discussion Paper No. 14.
- Kräkel, M. (1999): *Organisation und Management*. Tübingen.
- Kumar, P. (2002): Information, Organizational Structure and firm strategy. In: Augier, M./March, J. G. (Hrsg.): *The Economics of Choice, Change and Organization: Essays in Memory of Richard M. Cyert*. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar, 388–403.
- Lei, D./Hitt, M. A./Goldhar, J. D. (1996): Advanced Manufacturing Technology: Organizational Design and Strategic Flexibility. In: *Organization Studies* 17 (3), 501–523.
- Levine, D. I./Tyson, L. D. (1990): Participation, Productivity, and the Firm’s Environment. In: Blinder, A. (Hrsg.): *Paying for Productivity: A Look at the Evidence*. Washington, D.C.
- Lindbeck, A./Snower, D. J. (2000): Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic

- Organization. In: *Journal of Labor Economics* 18 (3), 353–376.
- Lindbeck, A./Snower, D. J.* (1996): Reorganization of Firms and Labor-Market Inequality. In: *AEA Papers and Proceedings* 86, 315–321.
- Michelini, R. C./Acaccia, G. M./Callegari, M./Molfino, R. M.* (1994): Flexible Manufacturing by Integrated Control and Management. In: *Zaremba, M. B., Prasad, B. (Hrsg.): Modern Manufacturing – Information Control and Technology*. London u. a.: Springer-Verlag, 225–252.
- Milgrom, P./Qian, Y./Roberts, J.* (1991): Complementarities, Momentum, and the Evolution of Modern Manufacturing. In: *AEA Papers and Proceedings* 81 (2), 84–88.
- Milgrom, P./Roberts, J.* (1990): The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization. In: *American Economic Review* 80 (3), 511–528.
- Nickell, S. J./Wadhvani, S./Wall, M.* (1992): Productivity Growth in United Kingdom Companies, 1975–1986. In: *European Economic Review* 36 (2), 1055–1085.
- Picot, A./Dietl, H./Franck, E.* (1997): *Organisation: Eine ökonomische Perspektive*. Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Pierrard, O./Sneessens H. R.* (2003): Low-Skilled Unemployment, Biased Technological Shocks and Job Competition, IZA Discussion Paper No. 784. Bonn.
- Piva, M./Santarelli, E./Vivarelli, M.* (2004): Technological and Organizational Changes as Determinants of the Skill Bias, Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy 0304.
- Piva, M./Santarelli, E./Vivarelli, M.* (2003): The Skill Bias Effect of Technological and Organizational Change: Evidence and Policy Implications, IZA Discussion Paper No. 934. Bonn.
- Thesmar, D./Thoenig, M.* (2000): Creative Destruction and Firm Organization Choice. In: *The Quarterly Journal of Economics* 115 (4), 1201–1237.
- Williamson, O. E.* (1975): *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*. New York: Free Press.
- Windmeijer, F.* (2005): A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. In: *Journal of Econometrics* 126, 25–51.

**Tabelle A1**  
**Deskriptive Statistiken**

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	N	MW	StA	N	MW	StA
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	2.608	3,795	2,143	2.116	3,154	1,712
logarithmierte Anzahl aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	2.608	3,408	2,378	2.116	2,847	1,879
logarithmierte Anzahl aller Un- und Angelernten	2.608	1,909	2,071	2.116	0,626	1,040
logarithmierte Anzahl aller qualifizierten Beschäftigten	2.608	3,352	2,140	2.116	2,938	1,703
logarithmiertes Geschäftsvolumen	2.608	15,430	2,581	2.116	14,410	2,123
Umsatzerwartungen	2.608	2,025	0,735	2.116	1,952	0,698
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	2.608	6,159	3,645	2.116	6,016	3,822
logarithmierte Lohnsumme pro Beschäftigten	2.608	4,281	0,415	2.116	3,988	0,368
logarithmierte Lohnsumme pro Un- und Angelernten	1.570	0,387	0,558	761	0,726	0,612
logarithmierte Lohnsumme pro qual. Beschäftigten	2.567	3,592	1,523	2.099	3,715	0,792
Anteil Un- und Angelernter	2.608	15,245	20,917	2.116	4,225	13,583
Anteil qualifizierter Beschäftigter	2.608	82,240	21,954	2.116	93,773	15,386
Anteil Frauen	2.608	10,071	25,270	2.116	11,590	25,215
Anteil Teilzeitbeschäftigte	2.608	12,352	23,734	2.116	7,960	20,244
Investitionen in Informations- u. Kommunikationstechnologien	2.608	0,594	0,491	2.116	0,209	0,407
Investitionen in Produktionsanlagen	2.608	0,576	0,494	2.116	0,561	0,496
Betriebsgründung vor 1990	2.608	0,760	0,427	2.116	0,372	0,484
Kapitalgesellschaft	2.608	0,082	0,274	2.116	0,020	0,140
Exportanteil am Geschäftsvolumen	2.608	14,340	24,833	2.116	4,872	15,457
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Dummy)	2.608	0,545	0,498	2.116	0,498	0,500
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Wahrscheinlichkeit)	2.608	0,572	0,281	2.116	0,517	0,241
Arbeitsstrukturveränderungen (Dummy)	2.608	0,392	0,488	2.116	0,253	0,435
Arbeitsstrukturveränderungen (Wahrscheinlichkeit)	2.608	0,400	0,286	2.116	0,283	0,225
Produktionsstrukturveränderungen (Dummy)	2.608	0,424	0,494	2.116	0,416	0,493
Produktionsstrukturveränderungen (Wahrscheinlichkeit)	2.608	0,465	0,256	2.116	0,433	0,218
Einf. mind. einer Reorganisationsmaßnahme (nach Nickell et al. 1992)	2.608	1089,978	996,391	2.116	996,678	1000,691
Arbeitsstrukturveränderungen (nach Nickell et al. 1992)	2.608	784,680	976,907	2.116	506,813	870,356
Reorganisation von Abteilungen (nach Nickell et al. 1992)	2.608	572,997	904,585	2.116	339,478	751,196
Verlagerung von Verantwortung (nach Nickell et al. 1992)	2.608	401,834	801,519	2.116	208,001	610,769
Gruppenarbeit (nach Nickell et al. 1992)	2.608	233,881	642,799	2.116	122,907	480,504
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung (nach Nickell et al. 1992)	2.608	182,517	576,066	2.116	104,003	444,241
Produktionsstrukturveränderungen (nach Nickell et al. 1992)	2.608	849,126	988,956	2.116	833,092	986,601
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen (nach Nickell et al. 1992)	2.608	333,640	745,843	2.116	166,401	552,590
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung (nach Nickell et al. 1992)	2.608	143,418	516,137	2.116	198,569	598,867
Neugestaltung d.Beschaffungs-/Vertriebswege (nach Nickell et al. 1992)	2.608	389,636	792,357	2.116	297,870	712,412
Verbesserungen der Qualitätssicherung (nach Nickell et al. 1992)	2.608	684,198	949,164	2.116	706,387	298,087

Anmerkung: N: Anzahl der Beobachtungen; MW: Mittelwert; StA: Standardabweichung.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Tabelle A2

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme**

(Westdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,191*** (0,064)	0,143** (0,063)	0,138** (0,067)	0,099 (0,068)	0,011 (0,040)	0,010 (0,038)	0,032 (0,046)	0,041 (0,040)	-0,027 (0,046)
Umsatzerwartungen	0,074 (0,065)	0,092 (0,064)	0,122* (0,065)	-0,016 (0,063)	0,037 (0,043)	0,085** (0,039)	-0,037 (0,045)	-0,008 (0,039)	0,054 (0,045)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,019 (0,016)	0,041*** (0,014)	-0,003 (0,015)	0,037** (0,015)	0,064*** (0,009)	0,10 (0,008)	0,022** (0,009)	0,036*** (0,008)	0,033 (0,024)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,284*** (0,103)	0,394*** (0,105)	0,448*** (0,111)	0,157 (0,104)	0,202*** (0,071)	0,411*** (0,067)	0,185** (0,073)	0,312*** (0,066)	0,355*** (0,073)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,101 (0,112)	0,059 (0,103)	0,170 (0,114)	-0,049 (0,104)	0,015 (0,070)	0,120* (0,066)	0,177** (0,074)	0,044 (0,066)	0,093 (0,074)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,115 (0,078)	0,131* (0,075)	0,100 (0,080)	0,215*** (0,078)	0,247*** (0,048)	0,232*** (0,047)	0,259*** (0,054)	0,210*** (0,048)	0,288*** (0,057)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,007* (0,004)	0,006* (0,003)	0,008** (0,003)	-0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,288** (0,075)	-0,291*** (0,110)	-0,104 (0,122)	-0,365*** (0,128)	-0,266*** (0,078)	-0,150** (0,070)	-0,146* (0,079)	-0,168** (0,067)	-0,299*** (0,078)
Kapitalgesellschaft	-0,000 (0,002)	0,408 (0,255)	0,405 (0,297)	0,218 (0,217)	0,317** (0,156)	0,154 (0,144)	-0,167 (0,166)	0,001 (0,149)	0,048 (0,154)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,005** (0,002)	-0,001 (0,217)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,000 (0,002)
Anteil Frauen	0,000 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,004** (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,003)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,002)
Konstante	-3,687*** (0,864)	-2,990*** (0,853)	-3,191*** (0,934)	-2,759*** (0,902)	-1,648*** (0,557)	-1,550*** (0,542)	-1,653*** (0,599)	-1,792*** (0,0527)	-0,840 (0,581)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-468,538	-486,103	-459,473	-531,768	-1291,411	-1413,243	-1110,901	-1404,556	-1090,973
Wald-Test $\chi^2$ (df.)	292,81*** (43)	337,63*** (42)	265,90*** (43)	275,15*** (43)	525,91*** (45)	626,05*** (47)	460,28*** (44)	572,88*** (45)	371,11*** (46)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,283	0,319	0,267	0,241	0,202	0,208	0,206	0,204	0,175
Anzahl Betriebe	1.021	1.088	970	1.016	2.347	2.596	2.026	2.545	1.992

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

Tabelle A3

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen**

(Westdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,293*** (0,064)	0,189*** (0,060)	0,193*** (0,065)	0,095 (0,070)	0,021 (0,041)	0,028 (0,038)	0,043 (0,049)	0,063 (0,043)	0,019 (0,047)
Umsatzerwartungen	-0,009 (0,062)	0,039 (0,063)	0,175*** (0,066)	0,031 (0,063)	0,099** (0,044)	0,048 (0,039)	-0,045 (0,046)	-0,053 (0,041)	0,037 (0,045)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,035** (0,016)	0,034** (0,015)	-0,007 (0,015)	0,039** (0,016)	0,048*** (0,010)	0,007 (0,008)	0,020** (0,010)	0,033*** (0,009)	0,023 (0,024)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,287*** (0,097)	0,337*** (0,100)	0,660*** (0,106)	0,084 (0,106)	0,232*** (0,072)	0,473*** (0,069)	0,166** (0,074)	0,241*** (0,066)	0,357*** (0,072)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,046 (0,074)	0,122* (0,070)	0,113 (0,076)	0,214*** (0,080)	0,282*** (0,049)	0,258*** (0,046)	0,307*** (0,057)	0,241*** (0,052)	0,268*** (0,056)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,003 (0,003)	0,004 (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,416*** (0,128)	-0,243** (0,112)	-0,012 (0,129)	-0,239* (0,132)	-0,318*** (0,080)	-0,199*** (0,072)	-0,045 (0,083)	-0,031 (0,072)	-0,175** (0,077)
Kapitalgesellschaft	0,178 (0,176)	0,526** (0,206)	0,370 (0,235)	0,283 (0,190)	0,223 (0,145)	0,053 (0,133)	0,118 (0,157)	0,031 (0,134)	0,066 (0,137)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	0,005 (0,002)	0,005** (0,002)	0,005** (0,002)	-0,001 (0,002)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	0,003** (0,002)
Anteil Frauen	-0,000 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,000 (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,006** (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Konstante	-5,870*** (0,856)	-4,466*** (0,816)	-4,790*** (0,913)	-2,881*** (0,918)	-2,360*** (0,572)	-2,143*** (0,536)	-2,489*** (0,621)	-2,816*** (0,559)	-2,235*** (0,593)
Branchendummies	ja	ja	Ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-496,442	-517,315	-465,024	-515,647	-1231,561	-1385,447	-1040,325	-1272,963	-1127,961
Wald-Test $\chi^2$ (df.)	338,54*** (41)	386,10*** (41)	313,13*** (42)	268,35*** (42)	536,11*** (44)	587,53*** (45)	481,80*** (44)	591,49*** (45)	384,27*** (45)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,297	0,311	0,306	0,239	0,207	0,197	0,208	0,208	0,168
Anzahl Betriebe	1.019	1.088	970	1.016	2.347	2.593	2.039	2.555	1.992

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

Tabelle A4

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen**

(Westdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,142** (0,061)	0,115* (0,063)	0,156** (0,066)	0,043 (0,065)	0,034 (0,039)	0,010 (0,037)	0,043 (0,044)	0,021 (0,039)	0,25e-06 (0,046)
Umsatzerwartungen	0,108* (0,061)	0,078 (0,059)	0,114* (0,062)	0,015 (0,063)	0,083* (0,042)	0,100*** (0,038)	-0,004 (0,044)	0,054 (0,038)	0,103** (0,043)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,010 (0,015)	0,047*** (0,014)	0,015 (0,014)	0,043*** (0,016)	0,060*** (0,009)	0,026*** (0,008)	0,028*** (0,009)	0,039*** (0,008)	0,030 (0,023)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,204* (0,107)	0,056 (0,099)	0,354*** (0,107)	0,023 (0,102)	0,105 (0,067)	0,178*** (0,063)	0,174** (0,071)	0,174*** (0,063)	0,206*** (0,068)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,083 (0,072)	0,097 (0,070)	0,020 (0,077)	0,215*** (0,074)	0,158*** (0,047)	0,188*** (0,045)	0,190*** (0,052)	0,171*** (0,047)	0,180*** (0,055)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,004 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,251** (0,121)	-0,255** (0,109)	-0,062 (0,119)	-0,443*** (0,124)	-0,173** (0,074)	-0,164* (0,129)	-0,205*** (0,078)	-0,211*** (0,066)	-0,254*** (0,076)
Kapitalgesellschaft	0,197 (0,176)	0,248 (0,187)	0,055 (0,207)	0,0182 (0,191)	0,213 (0,138)	0,248* (0,130)	0,017 (0,147)	0,067 (0,135)	-0,047 (0,134)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Anteil Frauen	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,007*** (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,000 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,001)	0,002 (0,002)
Konstante	-3,151*** (0,805)	-2,738*** (0,816)	-3,029*** (0,879)	-2,046** (0,858)	-2,231*** (0,537)	-1,638*** (0,522)	-1,605*** (0,582)	-1,628*** (0,520)	-1,033* (0,570)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	Ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-533,313	-566,459	-531,069	-546,137	-1340,659	-1484,613	-1178,542	-1456,178	-1230,371
Wald-Test $\chi^2$ (df.)	291,36*** (41)	291,50*** (41)	247,50*** (42)	227,13*** (39)	449,15*** (44)	514,40*** (46)	386,29*** (44)	480,87*** (45)	261,99*** (45)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,241	0,248	0,208	0,198	0,168	0,169	0,154	0,155	0,109
Anzahl Betriebe	1.024	1.088	970	993	2.347	2.596	2.039	2.555	1.992

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

Tabelle A5

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme**

(Ostdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,205 (0,144)	0,070 (0,085)	0,034 (0,087)	-0,020 (0,079)	0,003 (0,066)	0,077 (0,051)	0,071 (0,058)	-0,029 (0,047)	0,002 (0,056)
Umsatzerwartungen	-0,418*** (0,142)	-0,064 (0,081)	0,140* (0,079)	0,127* (0,071)	0,042 (0,059)	0,143*** (0,050)	0,076 (0,055)	0,096** (0,047)	0,081 (0,059)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,012 (0,034)	0,069*** (0,017)	0,038** (0,018)	0,043*** (0,016)	0,028** (0,013)	0,023** (0,010)	0,027** (0,011)	0,040*** (0,009)	-0,036 (0,029)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,003 (0,220)	0,032 (0,132)	0,222* (0,124)	0,026 (0,106)	0,203** (0,093)	0,359*** (0,080)	0,354*** (0,089)	0,223*** (0,078)	0,274*** (0,091)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,255 (0,240)	-0,238* (0,137)	0,417*** (0,130)	0,102 (0,111)	0,192** (0,093)	0,018 (0,081)	0,086 (0,091)	0,121 (0,079)	0,217** (0,091)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,097 (0,169)	0,269*** (0,103)	0,251** (0,105)	0,283*** (0,099)	0,240*** (0,081)	0,123** (0,061)	0,145** (0,069)	0,250*** (0,057)	0,205*** (0,070)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,069** (0,033)	0,012 (0,009)	0,015** (0,007)	0,000 (0,004)	0,007** (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,003 (0,003)
Betriebsgründung vor 1990	-0,418** (0,213)	-0,433*** (0,149)	-0,301** (0,130)	-0,140 (0,103)	0,074 (0,084)	0,061 (0,074)	0,040 (0,081)	0,025 (0,071)	-0,002 (0,099)
Kapitalgesellschaft	—	-0,452 (0,538)	0,056 (0,502)	0,619 (0,407)	0,022 (0,323)	0,212 (0,243)	-0,164 (0,299)	0,0158 (0,242)	0,002 (0,270)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,010 (0,007)	-0,002 (0,003)	-0,006 (0,004)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Anteil Frauen	0,002 (0,005)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,003 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,002 (0,006)	0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)
Konstante	-1,355 (2,019)	-1,029 (1,161)	-1,258 (1,276)	-1,652 (1,028)	-1,526* (0,848)	-1,824*** (0,700)	-1,815** (0,773)	-1,313** (0,637)	-0,830 (0,745)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-111,737	-311,739	-339,475	-499,622	-711,296	-937,133	-785,175	-1065,036	-702,781
Wald-Test $\chi^2_{(df.)}$	68,62*** (29)	146,48*** (39)	171,49*** (38)	143,91*** (39)	257,43*** (44)	311,39*** (45)	271,05*** (44)	318,89*** (46)	176,36*** (45)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,261	0,208	0,227	0,158	0,176	0,158	0,164	0,144	0,126
Anzahl Betriebe	238	606	703	856	1.246	1.606	1.356	1.797	1.201

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

Tabelle A6

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen**

(Ostdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,226* (0,135)	-0,044 (0,087)	0,137 (0,088)	0,100 (0,089)	0,067 (0,069)	0,216*** (0,057)	0,125** (0,070)	-0,028 (0,054)	0,005 (0,058)
Umsatzerwartungen	-0,096 (0,121)	0,150* (0,082)	0,240*** (0,080)	0,100 (0,077)	0,058 (0,066)	0,053 (0,055)	0,009 (0,061)	0,078 (0,053)	0,087 (0,061)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,074** (0,037)	0,061*** (0,019)	0,002 (0,018)	0,076*** (0,020)	0,039** (0,016)	0,013 (0,011)	0,022* (0,013)	0,035*** (0,011)	0,020 (0,031)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	-0,110 (0,202)	-0,058 (0,130)	0,282** (0,118)	0,104 (0,111)	0,343*** (0,106)	0,400*** (0,088)	0,291*** (0,097)	0,192** (0,083)	0,269*** (0,091)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,111 (0,161)	0,407*** (0,104)	0,184** (0,100)	0,187* (0,110)	0,195** (0,083)	0,017 (0,067)	0,156* (0,082)	0,379*** (0,065)	0,292*** (0,073)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	-0,015* (0,008)	-0,012** (0,006)	-0,011** (0,005)	0,003 (0,004)	0,006* (0,003)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,140 (0,202)	-0,167 (0,139)	-0,048 (0,123)	-0,068 (0,111)	0,033 (0,094)	0,064 (0,082)	-0,015 (0,091)	-0,077 (0,082)	0,009 (0,102)
Kapitalgesellschaft	—	0,298 (0,462)	0,366 (0,404)	-0,176 (0,355)	-0,349 (0,292)	-0,254 (0,220)	0,166 (0,294)	0,118 (0,235)	0,010 (0,261)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	0,001 (0,006)	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,004 (0,002)
Anteil Frauen	-0,007 (0,006)	0,002 (0,003)	-0,008** (0,003)	-0,009* (0,005)	-0,004 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,008* (0,005)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,004 (0,006)	0,000 (0,003)	-0,000 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,001 (0,003)	-0,000 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,000 (0,003)
Konstante	-4,313** (1,776)	-1,175 (1,145)	-3,149** (1,228)	-3,638*** (1,164)	-3,043*** (0,901)	-4,327*** (0,768)	-3,575*** (0,887)	-2,110*** (0,725)	-2,244*** (0,781)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-138,174	-318,617	-367,052	-412,082	-595,094	-771,371	-599,520	-784,660	-658,856
Wald-Test $\chi^2$ (df.)	76,20*** (34)	156,40*** (39)	196,59*** (39)	153,23*** (39)	265,77*** (42)	328,63*** (43)	238,30*** (42)	365,58*** (45)	188,35*** (45)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,233	0,213	0,229	0,187	0,196	0,184	0,189	0,208	0,136
Anzahl Betriebe	267	613	703	858	1.240	1.603	1.351	1.797	1.201

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.



Tabelle A7

**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen**  
(Ostdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,409*** (0,150)	0,023 (0,080)	0,055 (0,078)	0,002 (0,078)	0,065 (0,065)	0,066 (0,050)	0,062 (0,058)	-0,053 (0,048)	0,011 (0,055)
Umsatzerwartungen	-0,132 (0,127)	-0,103 (0,079)	0,154** (0,076)	0,118* (0,071)	0,122** (0,058)	0,143*** (0,050)	0,101* (0,055)	0,122** (0,047)	0,100* (0,057)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,023 (0,034)	0,065*** (0,017)	0,020 (0,017)	0,043*** (0,016)	0,032** (0,013)	0,034*** (0,010)	0,032*** (0,011)	0,032*** (0,009)	-0,040 (0,029)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,128 (0,223)	-0,241* (0,135)	0,475*** (0,123)	0,057 (0,109)	0,189** (0,091)	0,093 (0,080)	0,097 (0,086)	0,208*** (0,074)	0,273*** (0,085)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	-0,089 (0,167)	0,266*** (0,099)	0,231** (0,095)	0,197** (0,097)	0,143* (0,078)	0,136** (0,061)	0,138** (0,070)	0,247*** (0,057)	0,151** (0,069)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	-0,005 (0,016)	0,009 (0,006)	0,007 (0,006)	-0,004 (0,004)	0,001 (0,003)	0,004 (0,003)	-0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,213 (0,204)	-0,387*** (0,143)	-0,233* (0,122)	-0,113 (0,103)	0,066 (0,084)	0,040 (0,074)	0,026 (0,080)	-0,049 (0,071)	0,018 (0,096)
Kapitalgesellschaft	-0,213 (0,204)	0,022 (0,522)	-0,709* (0,411)	0,389 (0,324)	-0,025 (0,292)	0,418* (0,233)	-0,182 (0,292)	0,191 (0,229)	0,232 (0,252)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,011* (0,005)	-0,004 (0,003)	-0,005 (0,004)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,002 (0,002)
Anteil Frauen	0,007 (0,005)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,007* (0,004)	-0,004 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,004 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,005)	0,000 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)
Konstante	-5,448*** (2,008)	-0,992 (1,063)	-2,123* (1,113)	-2,402** (1,013)	-2,587*** (0,837)	-2,131*** (0,697)	-1,817** (0,775)	-0,833 (0,650)	-0,819 (0,722)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wert der Log. Likelihood-Funktion	-130,239	-337,761	-383,521	-504,576	-720,601	-941,486	-803,719	-1072,630	-747,425
Wald-Test $\chi^2$ (df.)	59,00***	134,46***	158,63***	121,10***	204,34***	291,86***	199,76***	264,64***	150,80***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,205	0,187	0,204	0,133	0,145	0,144	0,129	0,122	0,100
Anzahl Betriebe	238	606	703	856	1.246	1.606	1.356	1.797	1.201

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10 %-, \*\* 5 %- und \*\*\* 1 %-Niveau.

Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.